

Universität Bayreuth
Lehrstuhl Didaktik der Biologie

Natur- und Umweltschutzbewusstsein:
Dimensionalität und Validität beim Messen
von Einstellungen und Verhalten

Dissertation

zur Erlangung des Grades

- Dr. rer. nat. -

der Fakultät für Biologie, Chemie und Geowissenschaften
an der Universität Bayreuth

vorgelegt von

Dipl.-Biol. und Dipl.-Psych.

Britta Oerke

2007

Diese Arbeit wurde von Oktober 2004 bis September 2007 am Lehrstuhl für Didaktik der Biologie an der Universität Bayreuth unter der Leitung von Prof. Dr. Franz X. Bogner angefertigt.

Vollständiger Abdruck der von der Fakultät für Biologie, Chemie und Geowissenschaften der Universität Bayreuth genehmigten Dissertation zur Erlangung des akademischen Grades Doktor der Naturwissenschaften (Dr. rer. nat.).

Tag der Einreichung:	24. Oktober 2007
----------------------	------------------

Tag der mündlichen Prüfung:	18. Februar 2008
-----------------------------	------------------

Erster Gutachter:	Prof. Dr. Franz X. Bogner
-------------------	---------------------------

Zweiter Gutachter:	Prof. Dr. Ludwig Haag
--------------------	-----------------------

Prüfungsvorsitz:	Prof. Dr. Ingolf Steffan-Dewenter
------------------	-----------------------------------

Danksagung

Ich möchte mich an dieser Stelle bei allen bedanken, die zum Gelingen dieser Arbeit beigetragen haben.

Herrn Prof. Dr. Bogner danke ich für die gute Betreuung während meiner Promotion, für seinen Optimismus, die Anleitung zum selbstständigen wissenschaftlichen Arbeiten und seine Verfügbarkeit für Fragen auch während Auslandsaufenthalten.

Prof. Dr. Florian Kaiser danke ich für die gute und freundliche Zusammenarbeit, viele nützliche Anregungen und dafür, dass er für inhaltliche Diskussionen stets ein offenes Ohr hatte.

Ferner bedanke ich mich bei Sabine Hübner, Christine Geier und allen anderen Mitarbeitern des Lehrstuhls Didaktik der Biologie für Ratschläge und Hilfestellungen. Mein besonderer Dank gilt dabei Dr. Franz-Josef Scharfenberg für die Geduld und Kompetenz, mit der er stets auf inhaltliche und methodische Fragen eingegangen ist.

Nicht zuletzt möchte ich mich bei allen Schüler/innen und Studierenden, die an meinen Untersuchungen teilgenommen haben, für ihr Mitwirken bedanken. Ganz besonders danke ich auch allen Lehrern und Lehrerinnen, die ihre knappe Zeit geopfert haben, um mich bei meinen Untersuchungen zu unterstützen.

Das Projekt BIOHEAD-Citizen (*Biology, Health and Environmental Education for better Citizenship*) stellte für diese Arbeit die finanziellen Mittel zur Verfügung.

Für ihren Beistand in der letzten Phase der Arbeit (Korrekturlesen) bedanke ich mich außerdem bei meiner Schwester Kristina. Mein besonderer Dank gilt meinem Freund Kai für seine liebevolle und kulinarische Unterstützung und meinen Eltern für ihre Geduld und dafür, dass sie immer an mich geglaubt haben.

Inhaltsverzeichnis

1.	Summary	1
2.	Zusammenfassung	2
3.	Ausführliche Zusammenfassung	3
3.1	Einleitung: Ziele und Konzepte der Umweltbildung und deren Evaluation.....	3
3.2	Das EU-Projekt Biohead-Citizen: Analyse von Lehrereinstellungen.....	4
3.3	Theoretische Grundlagen.....	6
3.3.1	Messen von Umwelteinstellungen.....	6
3.3.2	Einflussfaktoren auf Umwelteinstellungen.....	9
3.3.3	Messen von Umweltverhalten	11
3.3.4	Messen von sozialer Erwünschtheit.....	13
3.4	Fragestellungen und Ziele der Studien.....	15
3.5	Ergebnisse und Diskussion.....	17
3.5.1	Dimensionalität von Umwelteinstellungen (Teilarbeit A)	17
3.5.2	Differenzierung der Faktoren Preservation und Utilisation durch Unterrichtsfach, Alter und Geschlecht.....	19
3.5.3	Dimensionalität von Umweltverhalten (Teilarbeit B)	22
3.5.4	Allgemeines Umweltverhalten als verhaltensbasierte Einstellung.....	23
3.5.5	Einflussfaktoren auf sozial erwünschtes Antworten (Teilarbeit C)...	25
3.5.6	Einfluss sozialer Erwünschtheit auf Umwelteinstellungen und -verhalten.....	26
3.6	Allgemeine Diskussion und Ausblick.....	29
4.	Literaturverzeichnis der Zusammenfassung	32
5.	Liste der Publikationen	40
6.	Darstellung des Eigenanteils	41
7.	Teilarbeiten	42
7.1	Teilarbeit A.....	42
7.2	Teilarbeit B.....	69
7.3	Teilarbeit C.....	80
	Anhang	115

1. Summary

In this study, two existing measures for environmental attitude (1) and behaviour (2) were devolved to new target groups (pupils and teachers, respectively) and validated. Since in the past, similar concepts were measured with different numbers of subscales, clarifying the dimensionality of the analysed scales was an important aim of the studies.

1. In the frame of the EU-project BIOHEAD-Citizen, the two scales Utilisation and Preservation of the 2-factor model of environmental values (2-MEV) from Bogner and Wiseman (2006) being explicitly addressed to adolescents, were applied to the new target group of adults. Both factors were confirmed. However, in the adult sample, a smaller amount of variance was explained compared to previous studies with pupils' samples. Both factors were differentiated by the socio-demographic variables gender, age and education, especially subject matter (biology versus language).

2. Based on the General Ecological Behaviour (GEB) scale developed for adults by Kaiser and Wilson (Kaiser, 1998; Kaiser and Wilson, 2004), an appropriate scale for adolescents was calibrated. It was shown that environmental behaviour can be represented by one dimension, though in earlier studies different types of behaviour were distinguished. The content validity of the new scale for adolescents and traditional measures was revealed by developing four behaviour type measures based on the same items used in the one-dimensional scale. The frequently discussed attitude-behaviour gap was not approved. The conception of attitude as behaviour disposition and the concept of the scale as behaviour-based environmental attitude were supported by a good deal of variance explained by the two attitude scales Preservation and Utilisation.

3. Last but not least, the potential influence of social desirability responding on validity was tested for both measures. Behaviour scores as well as Preservation scores were slightly overestimated because of social desirability impact. Utilisation scores were not affected by social desirability. Likewise, the prediction of the behaviour scores by means of the two attitude scores was hardly impaired.

4. Both measures capture environmental attitudes on different levels. Whereas there is a high correlation between Preservation and behaviour based attitude, the impact of Utilisation on environmental behaviour still has to be surveyed.

2. Zusammenfassung

In dieser Arbeit wurden zwei bestehende Maße für Umwelteinstellungen (1) und -verhalten (2) auf neue Zielgruppen (Schüler/innen bzw. Lehrer/innen) übertragen und validiert. Da in der Vergangenheit ähnliche Konzepte mit unterschiedlichen Subskalen erfasst wurden, stand bei der Validierung die Dimensionalität der Skalen im Vordergrund.

1. Im Rahmen des EU-Projekts BIOHEAD-Citizen wurden die für Jugendliche entwickelten Skalen Utilisation und Preservation aus dem Zwei-Werte-Modell der Umwelteinstellung von Bogner und Wiseman (2006) erstmals auf Erwachsene übertragen. Die beiden Faktoren des Modells ließen sich erfolgreich replizieren, obwohl ein Verlust an Varianzaufklärung gegenüber den Schülerstudien zu verzeichnen war. Die beiden Faktoren wurden anhand des Geschlechts, des Alters und der Ausbildung, insbesondere des Unterrichtsfachs (Biologie versus Deutsch), differenziert.

2. Auf Basis der für Erwachsene entwickelten Skala Allgemeinen Ökologischen Verhaltens von Kaiser und Kollegen (Kaiser, 1998; Kaiser und Wilson, 2004) wurde eine entsprechende Skala für Jugendliche kalibriert. Dabei wurde gezeigt, dass Umweltverhalten auf einer Dimension abgebildet werden kann, obwohl in früheren Untersuchungen verschiedene Verhaltenstypen unterschieden wurden. Die inhaltliche Vergleichbarkeit der neuen Skala für Jugendliche mit traditionellen Maßen wurde durch Entwicklung von vier Verhaltenstypen gezeigt, die auf Basis derselben Items wie in der eindimensionalen Skala entwickelt wurden. Die in der Forschungsliteratur oft berichtete „Kluft“ zwischen Einstellung und Verhalten wurde nicht bestätigt. Eine hohe Varianzaufklärung durch die Einstellungsskalen Preservation und Utilisation unterstützt eine Konzeption von Einstellung als Verhaltensdisposition bzw. das Konzept der Skala als verhaltensbasiertes Einstellungsmaß.

3. Schließlich wurde die potentielle Beeinträchtigung der Validität beider Maße durch soziale Erwünschtheit untersucht. Sowohl die Werte der Verhaltens- als auch der Einstellungsskala Preservation wurden aufgrund sozial erwünschten Antwortens etwas zu hoch eingeschätzt. Die Utilisation-Werte wurden nicht beeinflusst, und auch die Vorhersage der Verhaltens- aus den Einstellungswerten wurde kaum beeinträchtigt.

4. Beide Messinstrumente erfassen Umwelteinstellungen auf verschiedenen Ebenen. Während zwischen Preservation und dem Verhaltensmaß ein hoher Zusammenhang besteht, muss der Einfluss von Utilisation auf Verhalten noch näher untersucht werden.

3. Ausführliche Zusammenfassung

3.1 Einleitung: Ziele und Konzepte der Umweltbildung und deren Evaluation

In den Lehrplänen für Biologie nimmt die Umweltbildung schon lange einen wichtigen Platz ein. Während zunächst die Vermittlung rein fachlicher Kenntnisse im Vordergrund stand, wurde in den 1980er und 1990er Jahren die affektive Komponente der Umweltbildung immer stärker betont, mit dem Ziel, bei den Schüler/innen eine positive, wertschätzende Beziehung zur Natur zu entwickeln und ethische Überlegungen anzuregen (vertreten z. B. durch Cornell, 1979; Göpfert, 1994). Die „Wertschätzung einer intakten Natur“ (KMK, 2005, S. 12) und das ethische Beurteilen von menschlichen Eingriffen in Ökosysteme wird auch in den geltenden Bildungsstandards für das Fach Biologie als Thema der zu erreichenden Bewertungskompetenz angeführt. Eine positive, wertschätzende Einstellung zur Umwelt, unterstützt durch bewusstes Naturerleben und -wahrnehmen, soll gleichzeitig zum Interesse an der Umwelt und zu verantwortungsvollem Handeln motivieren (z. B. Göpfert, 1994).

Andere Ansätze fordern ein stärker problemorientiertes, interdisziplinäres Vorgehen, um der Komplexität der heutigen Umweltprobleme gerecht zu werden. Im sozio-ökologischen Ansatz (z. B. Kyburz-Graber, 1997, 2004) beispielsweise werden insbesondere die sozialen und wirtschaftlichen Handlungssysteme mit einbezogen, innerhalb derer Umweltprobleme auftreten.

Die längerfristigen Effekte der verschiedenen Konzepte und Maßnahmen in der Umweltbildung sind jedoch umstritten (Leeming, Dwyer, Porter und Cobern, 1993; de Haan et al., 1997), sofern sie überhaupt überprüft wurden. Hungerford und Volk (1990) kamen zu dem Schluss, dass die Umweltbildung, gemessen an der gegenwärtigen Umweltzerstörung, nur geringe Erfolge vorzuweisen habe: „We seem to be losing the battle for the environment“ (S. 15). Auch wurde vielfach in Frage gestellt, ob überhaupt ein Kausalzusammenhang zwischen Umwelteinstellung und Umwelthandeln existiert (z. B. Vining und Ebreo, 2002; Hines, Hungerford und Tomera, 1987). Oft wird sogar von einer „Kluft“ zwischen beiden gesprochen (z. B. Diekmann und Preisendörfer, 1992).

Der Zusammenhang zwischen Umwelteinstellungen und Umweltverhalten sowie der Erfolg einzelner Konzepte der Umweltbildung können jedoch nur unter Einsatz valider

Messinstrumente sinnvoll evaluiert werden (Bogner und Wiseman, 2006; Leeming et al., 1993). Diese müssen an die einzelnen Zielgruppen der Evaluation angepasst werden. Dazu zählen auf der einen Seite die Schüler/innen als Teilnehmer, und andererseits die Lehrer/innen und außerschulischen Umwelterzieher als Handelnde der Umwelterziehung. Die Letzteren dienen selbst als Vorbilder für einen wertschätzenden Umgang mit der Natur und für umweltgerechtes Handeln (siehe z. B. Hungerford und Volk, 1990). Ihre Einstellungen wirken sich mit hoher Wahrscheinlichkeit auf ihre Motivation im Unterricht und ihre Fähigkeit aus, Schüler für Fragen des Umweltschutzes zu interessieren (z. B. Legault und Pelletier, 2000).

Ziel meiner Doktorarbeit war die Weiterentwicklung zweier Messinstrumente der Umwelteinstellungen (Bogner und Wiseman, 2006) bzw. des Umweltverhaltens (Kaiser und Wilson, 2004) für neue Zielgruppen (Lehrer/innen, Lehramtsstudierende, bzw. Schüler/innen). Dabei lag ein Schwerpunkt auf der Überprüfung der Dimensionalität der Skalen und der gemessenen Konstrukte, um deren valide und gleichzeitig ökonomische Erfassung zu gewährleisten. Gleichzeitig sollte der fragliche Zusammenhang zwischen Einstellung und Verhalten neu bewertet und ein alternatives Konzept von *verhaltensbasierter Umwelteinstellung* entwickelt werden. Schließlich sollte die Beeinträchtigung der Validität der beiden Skalen durch sozial erwünschtes Antworten überprüft werden.

Zu diesem Zweck wurden drei empirischen Studien durchgeführt (siehe 3.4: Teilstudien A, B und C). Die erste Studie, in der die Umwelteinstellungen von deutschen Lehrer/innen und Lehramtsstudierenden analysiert wurden, stellte eine Teiluntersuchung des EU-Projekts BIOHEAD-Citizen dar. Das Projekt wird im Folgenden vorgestellt.

3.2 Das EU-Projekt BIOHEAD-Citizen: Analyse von Lehrereinstellungen

Ziel des EU-Projekts BIOHEAD-Citizen (*Biology, Health and Environmental Education for better Citizenship*¹), in dessen Rahmen die Teilarbeit A meiner Doktorarbeit durchgeführt wurde, war die Analyse von ausgewählten Konzepten und Wertvorstellungen im Unterrichtsfach Biologie. Die Teilnahme von Partnern aus 16 verschiedenen europäischen Staaten und Drittländern (siehe Anhang A.2) ermöglichte einen

¹ Die Idee der Bildung *for better Citizenship* bezeichnet in diesem Fall eine Erziehung, die Schülerinnen und Schüler zu selbständigem, sozial und moralisch verantwortlichem Handeln als aktive Mitglieder der Gesellschaft befähigt. Als wichtige Voraussetzung dafür gilt ein bewusster und kritischer Umgang mit den Werten unserer Gesellschaft.

Vergleich unterschiedlicher Kulturräume (siehe Schwartz, 1997), repräsentiert durch unterschiedliche Staatengruppen. Der inhaltliche Schwerpunkt lag unter anderem auf der Umweltbildung und Gesundheitserziehung.

Die Intention des Projekts bestand in der Erfassung eines Ist-Zustandes des Unterrichts auf allen Ebenen. Als Leitgedanke diente das sozialpsychologische Konzept der *sozialen Repräsentationen*, also der von den Mitgliedern einer sozialen Gruppe geteilten Vorstellungen (Moscovici, 1984). Das Konzept impliziert, dass Wissen nicht individuell erworben, sondern sozial konstruiert wird und somit in Abhängigkeit von den sozialen Strukturen einer Gemeinschaft variiert. Auch Umweltbewusstsein kann als individuelle soziale Repräsentation verstanden (Fuhrer, 1995) und von der Zugehörigkeit zu bestimmten sozialen Gruppen (z. B. Geschlecht oder Beruf) beeinflusst werden (siehe 3.3.2). Untersucht werden sollte, inwieweit die zu unterrichtenden wissenschaftlichen Inhalte der Biologie mit sozialen Repräsentationen von Lehrer/innen und Lehramtsstudierenden interagieren. Die sozialen Repräsentationen kommen im Prozess der *didaktischen Transposition* zum Tragen, also der Anpassung der Fachinhalte an den Schulunterricht (Chevallard, 1985). Diese umfasst sowohl die Auswahl und Reihung der Inhalte, als auch deren Reduktion und Anpassung an die kognitive Struktur des Kindes und an den Kontext.

Zur Erfassung der Konzepte und Einstellungen wurden Fragebögen entwickelt, in die jeweiligen Landessprachen übersetzt und, nach einem speziellen Vortest, in einer Untersuchung mit insgesamt gut 6800 Probanden eingesetzt. Jede Teilnehmergruppe befragte mindestens 300 Lehrer/innen und Lehramtsstudierende, darunter mindestens 100 Fachkräfte für das Fach Biologie und mindestens 100 Fachkräfte für das Fach (Mutter-)Sprache².

Aufgrund des erfassten Ist-Zustandes sollten Mängel und Probleme aufgezeigt und sowohl im Bildungs- als auch im Forschungsbereich kommuniziert werden. Erste Ergebnisse wurden auf der *7th biennial conference of Environmental Psychology* (EP 2007) und auf einer themenspezifischen Tagung der *International Organisation of Science and Technology Education* (IOSTE 2007) vorgestellt. Nach weiterführenden Auswertungen sollen in einem Folgeprojekt didaktische Vorschläge für eine langfristige Verbesserung des Unterrichts entwickelt werden.

² Das Fach Sprache wurde ausgewählt, um eine Vergleichsgruppe zu erhalten, die nicht für den Biologieunterricht ausgebildet wurde.

In meiner Arbeit werden die Ergebnisse für einen Teilbereich der Umweltbildung, die Umwelteinstellungen der Lehrer/innen und Lehramtsstudierenden, insbesondere der deutschen Teilstichprobe vorgestellt (siehe Teilarbeit A). Entsprechende Ergebnisse der internationalen Stichprobe, dargestellt im Anhang (Anhang, A.2), werden ebenfalls kurz diskutiert.

3.3 Theoretische Grundlagen

3.3.1 Messen von Umwelteinstellungen

Als *Umwelteinstellung* eines Menschen definieren Schultz, Shriver, Tabanico und Khazian (2004, S. 31) „the collection of beliefs, affect, and behavioural intentions a person holds regarding environmentally related activities or issues“. Dieses Konzept entspricht dem traditionellen Drei-Komponenten-Modell der Einstellung als Bewertungstendenz gegenüber einem Objekt oder einer Situation mit einem kognitiven (Wissen, Überzeugungen), einem affektiven (Gefühle, Bewertungen) und einem konativen (Handlungsintention/ Verhalten) Anteil (Eagly und Chaiken, 1993). Zahllose Ansätze wurden entwickelt, um Umwelteinstellungen und verwandte Konzepte³ zu messen. Sie variieren einerseits in der Auswahl der gemessenen Einstellungskomponenten, andererseits im Objekt der Einstellung (die Umwelt selbst, bestimmte Aspekte der Umwelt oder Umweltverhalten). Der Vielzahl der Ansätze entspricht eine Vielzahl an Skalen, die meist mit Hilfe von Faktorenanalysen entwickelt und evaluiert, zum Großteil aber nicht ausreichend auf Reliabilität und Validität überprüft oder nicht in Replikationsstudien bestätigt wurden (siehe hierzu z. B. Dunlap und Jones, 2003). Zudem bestehen die einzelnen Fragebögen aus einer, je nach Messabsicht des Autors, unterschiedlichen Anzahl von Subskalen mit unterschiedlicher Bedeutung. Beispielhaft werden im Folgenden mehrere bekannte Messinstrumente vorgestellt, die ähnliche Konzepte mit einer unterschiedlichen Anzahl an Subskalen erheben.

Die *New Ecological Paradigm (NEP)-Skala* von Dunlap, Van Liere, Mertig und Jones (2000, entwickelt aus der NEP-Skala von Dunlap und Van Liere, 1978) misst eine Weltansicht, welche die Grenzen des ökonomischen Wachstums und die Notwendigkeit

³ Ein oft zu Umwelteinstellung synonym verwendetes Konzept ist im Englischen z. B. „*environmental concern*“, von Schultz et al. (2004) definiert als, auf Überzeugungen über Umweltprobleme bezogener, Affekt. *Concern* beinhaltet also mehr oder weniger die affektive Komponente der Umwelteinstellungen.

der Einschränkung menschlicher Eingriffe in die Natur betont, unter anderem durch Bewahrung der natürlichen Umwelt oder Bevölkerungskontrolle. Ein niedriger NEP-Wert entspricht automatisch einer utilitaristischen Sichtweise, welche die Fähigkeit und das Recht des Menschen zur Ausbeutung und Kontrolle der natürlichen Ressourcen und unbegrenztes Wachstum propagiert. Diese Skala ist somit eindimensional.

Gagnon-Thompson und Barton (1994) entwickelten ein Instrument, welches einer gleichgültigen Haltung gegenüber der Umwelt (Apathie) zwei voneinander unabhängige Motivationen für den Umweltschutz gegenüberstellte: zum einen eine Wertschätzung der Natur um ihrer selbst willen (Ökozentrismus), zum anderen den Nutzen des Umweltschutzes für den Menschen (Anthropozentrismus).

Stern, Dietz, Kalof und Guagnano (1995) sowie Schultz (2001) unterschieden ebenfalls zwischen *biospheric values* (entsprechend der ökozentrischen Sichtweise) und *anthropocentric values*. Die anthropozentrische Haltung wird jedoch in eine *egoistische* oder *utilitaristische* und eine *altruistische* aufgeteilt, welche eine mögliche Schädigung anderer Menschen durch einen eigenen wenig ökologischen Lebensstil berücksichtigt (*sozial-ökologisches Dilemma*).

Bogner und Wilhelm (1996) führten, einem Ansatz von Blaikie (1992) folgend, Faktorenanalysen mit einer großen Zahl von Items aus bestehenden Messinstrumenten durch, um vor allem für die Altersgruppe von Jugendlichen eine relevante Skala zu erlangen. In einer Reihe von Studien mit Jugendlichen aus verschiedenen europäischen Stichproben (Bogner und Wilhelm, 1996; Bogner und Wiseman, 1997b, 1998, 2002) reduzierten sie einen Satz von 70 Items auf eine Zahl von 19 Items, welche fünf Primärfaktoren abbildeten. Das erklärte Ziel dieser Untersuchungen war, aus der Vielzahl an vorhandenen Skalen diejenigen Faktoren zu extrahieren, die eine den bisher gemessenen Einzelaspekten der ökologischen Sichtweise übergeordnete Gültigkeit besitzen. Die Analyse von Primärfaktoren erwies sich mittelfristig jedoch als wenig fruchtbar, vor allem weil die Ursprungsfragebögen der verwendeten Items zur Erfassung recht spezifischer Konzepte, nicht übergeordneter Werthaltungen, konstruiert worden waren.

Wiseman und Bogner selbst (2003) kritisierten die Vielzahl der in der Forschung zu den Umwelteinstellungen existierenden Ansätze unter Verweis auf ähnliche Probleme in der Persönlichkeitspsychologie: „(...) at trait level, there are as many descriptions of

personality as there are batteries, each assessing its own set of traits“ (Wiseman und Bogner, 2003, S. 784).

In einem zweiten Schritt analysierten sie daher die übergeordnete Struktur der Faktoren auf Grundlage nicht der Inter-Item-, sondern der Inter-Faktorkorrelationen (Bogner und Wiseman, 1999; Wiseman und Bogner, 2003). Dabei fanden sie zwei voneinander weitgehend unabhängige Faktoren höherer Ordnung. Da diese „set[s] of closely related attitudes“ darstellen (Bogner und Wiseman, 2006, S. 249), bezeichneten sie die Faktoren zweiter Ordnung unter Bezug auf Rokeach (1968, 1973) im Folgenden als *Werte* und ihr zweidimensionales Modell als *Model of Ecological Values (2-MEV)*. Der Faktor *Preservation* (P) oder *Umweltschutz* entspricht einer biozentrischen Sichtweise, welche – basierend auf einer wertschätzenden Beziehung zur Natur – den Schutz der natürlichen Umwelt beinhaltet und der ökozentrischen Sichtweise von Gagnon-Thompson und Barton (1994) ähnelt. Der Faktor *Utilisation* (U) oder *Umweltnutzung* entspricht dagegen einer Sichtweise, die, über eine anthropozentrische Begründung für den Umweltschutz hinausgehend, den Menschen als der Natur übergeordnet betrachtet und sein Recht auf die Ausbeutung der natürlichen Ressourcen reflektiert. Entsprechend der nur geringen negativen Korrelation zwischen P und U ($r = -.17$, Wiseman und Bogner, 2003) erlaubt das Modell eine hohe Ausprägung beider Werte, die somit nicht als gegensätzlich angesehen werden. In einer weiteren Untersuchung optimieren Bogner und Wiseman (2006) beide Skalen für die Werte P und U, welche voneinander unabhängige (orthogonale) Faktoren darstellen. Theoretische Unterstützung für das Modell findet sich sowohl in existierenden Ansätzen für die Charakterisierung der Beziehung zwischen Mensch und Natur (z. B. *Harmony* versus *Mastery values*, bipolar) als auch in der Nachhaltigkeitsdebatte, die auf eine erhaltende Nutzung der Natur abzielt (Schwartz, 1994).

Alle Studien von Bogner und Kollegen wurden mit Jugendlichen durchgeführt und das Instrument somit explizit für Jugendliche entwickelt. Milfont und Duckitt (2004) bestätigten das 2-Komponenten-Modell mit einer Gruppe neuseeländischer Studenten, basierend auf einer erweiterten Itemstichprobe. Abgesehen von dieser Arbeit liegen bislang keine Belege für die Gültigkeit des zweidimensionalen Modells ökologischer Werte für Erwachsene vor. Im Rahmen des Projekts BIOHEAD-Citizen (siehe 3.2) wurde nun erstmals, anhand einer großen internationalen Stichprobe von Lehrer/innen und Lehr-

amtsstudierenden, die Struktur der Umwelteinstellungen Erwachsener mit Hilfe der Skalen von Bogner und Wiseman (2006) untersucht.

3.3.2 Einflussfaktoren auf Umwelteinstellungen

Der Einfluss soziodemographischer Variablen auf Umwelteinstellungen wurde in den vergangenen Jahrzehnten ausführlich analysiert. Diese Untersuchungen zielten darauf ab, mehr über die Bedingungen der Entstehung unterschiedlicher Ausprägungen zu erfahren. Im Folgenden werden hauptsächlich die Variablen näher beleuchtet, die in der Teilstudie A als Einflussfaktoren auf die Umwelteinstellung der deutschen Teilstichprobe des BIOHEAD-Projekts untersucht wurden: Alter, Geschlecht und (Aus-)Bildung.

In den 1970er und 1980er Jahren wurde mehrfach gezeigt, dass weibliche, junge, gebildete und politisch liberale Menschen, die in der Stadt lebten, das höchste Umweltbewusstsein besaßen (Lowe und Pinhey, 1982; Mohai und Twight, 1987, Van Liere und Dunlap, 1980, 1981). Die Bedeutung einzelner Variablen veränderte sich jedoch mit zunehmender Popularität des Umweltschutzgedankens in der Bevölkerung. So wurde der negative Effekt des Alters mit der Zeit geringer oder war gar nicht mehr nachweisbar (Howell und Laska, 1992, Stern, Dietz & Guagnano, 1995), während der positive Effekt der Bildung an Bedeutung gewann (Howell und Laska, 1992, Olofsson und Öhman, 2006). Des Weiteren verlor sich der ausgeprägte Stadt/ Land-Unterschied (Bogner und Wiseman, 1997a). Im Folgenden werden ausschließlich die Effekte von Alter, Geschlecht und Bildung diskutiert.

Alter: *Alterseffekte* auf Einstellungen werden meist durch die größere Offenheit der Jugend gegenüber neuen Ideen erklärt, bedingt durch deren geringere Integration in das bestehende soziale System (Buttel, 1979; Glenn, 1974). Generelle, altersunabhängige Veränderungen in der Bevölkerung, wie z. B. eine allgemeine Zunahme des Umweltbewusstseins, sind so genannten *Periodeneffekten* zuzurechnen. Eine dritte Möglichkeit stellen schließlich die *Kohorteneffekte* dar. Diese entstehen durch die für eine Generation typischen, prägenden historischen und ökonomischen Erfahrungen und Lebensbedingungen und sind somit nicht vom absoluten Alter abhängig, sondern vom Geburtsjahr (siehe z. B. Glenn, 2003). Alle drei Effekte sind oft miteinander konfundiert und in Untersuchungen nur schwer zu trennen.

Aufgrund von Belegen gegen die propagierten Ursachen für den Effekt des Älterwerdens (Integration in bestehende Systeme) favorisierten Mohai und Twight (1987) jedoch

den Kohorteneffekt. Sie fanden mit zunehmendem Alter abnehmendes Umweltbewusstsein unabhängig von Einkommen und beruflichem Ansehen. Privates Engagement im Umweltbereich war im mittleren Alter (40 – 45 Jahre) am stärksten ausgeprägt. Blaikie (1992) vermutete aufgrund eigener Ergebnisse eine Überlappung eines Kohorteneffekts, bedingt durch das Aufwachsen in einer Zeit des erwachenden Umweltbewusstseins in den 1960er Jahren⁴, mit einem Effekt des Älterwerdens. Er fand ebenfalls die höchsten Werte der Umwelteinstellungen (Ecological World View) im mittleren Alter (25 – 35, bzw. bei den Frauen 35 – 44), während in der jüngsten Generation (jünger als 25) Probleme des ökonomischen Wachstums sogar geringer eingeschätzt wurden als in der Gruppe der über 65-Jährigen. Ebenfalls geringere Werte bei den unter 25-Jährigen fanden Ewert und Baker (2001).

Geschlecht: In vielen Studien erhalten Frauen die höheren Werte der Umwelteinstellungen. Stern, Dietz und Kalof (1993) führten dieses Phänomen auf ein höheres Bewusstsein für die negativen Konsequenzen der Umweltbelastungen zurück. In anderen Studien wurden höhere Ausprägungen einer Wertschätzung aller Lebewesen identifiziert, gemessen als *biospheric values* (Stern, Dietz, Kalof und Guagnano, 1995) oder als der Wert *Preservation*, verbunden mit niedrigeren *Utilisation*-Werten (Bogner und Wiseman, 1999, 2002; Milfont und Duckitt, 2004). Nach Blocker und Eckberg (1989) achten Frauen stärker auf eine mögliche Gefährdung der Gesundheit durch Umweltverschmutzung, weshalb die Globalität der jeweiligen Umweltprobleme und eine Elternschaft der befragten Frauen und Männer wichtige Moderatorvariablen für die Größe des Geschlechtseffekts darstellten. Auch das Alter kann einen Einfluss haben: Nach Blaikie (1992) lagen die größten Geschlechtsunterschiede in der Gruppe der 35- bis 44-Jährigen vor. In einigen Studien wirkte sich das Geschlecht dagegen gar nicht auf die Höhe der Umwelteinstellungen aus (z. B. Scott und Willits, 1994, Van Liere und Dunlap, 1980).

Ausbildung/ Studienfach: Nur wenige Studien über den Einfluss des beruflichen Fachgebiets auf die Umwelteinstellung existieren. Ein höheres Umweltbewusstsein und geringere anthropozentrische Werte fanden Ewert und Baker (2001) für Studenten im Be-

⁴ Die Altersgruppe der 35-44-Jährigen (geboren in den 1950er Jahren) erlebte als junge Erwachsene die zunehmende Umweltverschmutzung und ein erwachendes Bewusstsein für die „Grenzen des Wachstums“ in den 1970ern. Die Altersgruppe der 24-34-Jährigen (geboren in den 1960er Jahren) erlebte den zweiten „Höhepunkt“ der Umweltbewegung in den 1980ern – mit der Gründung der Grünen in der BRD und aufkommenden neuen Problemen wie dem Waldsterben, Tschernobyl oder dem Ozonloch – als junge Erwachsene.

reich der Umweltwissenschaften oder Biologie verglichen mit Studenten der Forstwissenschaften und nicht naturwissenschaftlichen Fächer. Ähnliches ergab der Vergleich von Biologie- und Sozialkundelehrern (Pettus, Frary und Teates, 1978).

Generell sind jedoch die genannten Effekte soziodemographischer Variablen nicht überzubewerten, da sie meist eher schwach ausgeprägt sind, mit Korrelationen im Bereich zwischen $r = .10$ und $r = .25$ und Mittelwertsunterschieden zwischen $.20$ und $.30$ (z. B. Ewert und Baker, 2001; Howell und Laska, 1992; Mohai und Twight, 1987).

3.3.3 Messen von Umweltverhalten

„The ultimate aim of education is shaping human behavior“ (Hungerford und Volk, 1990, S. 8). Eine wertschätzende Einstellung gegenüber der Umwelt soll grundsätzlich auch zum Handeln motivieren. Empirische Ergebnisse zeigen jedoch sehr unterschiedliche Korrelationen zwischen Umwelteinstellung und -verhalten, die von schwach (z. B. $r \leq .21$ [Scott und Willits, 1994]) über mittel (z. B. $r = .45$ [Meinhold und Malkus, 2005]) bis stark (z. B. $r = .62$ [Weigel und Weigel, 1978]) variieren, was sich in verschiedenen Metaanalysen in einer moderaten korrigierten Durchschnittskorrelation ausdrückt ($r = .35$ [Hines et al., 1987], $r = .42$ [Bamberg und Möser, 2007]).

Tatsächlich wird die Inkonsistenz oder „Kluft“ zwischen Einstellung und Verhalten (attitude-behaviour gap) von einigen Wissenschaftlern als „Pseudo-Gap“ bezeichnet, die durch methodische Probleme erklärt werden kann (z. B. Campbell, 1963).

(1) Ein bekanntes Problem betrifft die *mangelnde Messkorrespondenz*. Die Konsistenz zwischen Einstellung und Verhalten ist demnach umso geringer, je weniger die Maße in ihrer Spezifität übereinstimmen (Ajzen und Fishbein, 1977). Ein generelles Maß der Umwelteinstellungen (z. B. die NEP-Skala) ist somit meist ein besserer Prädiktor für allgemeines Umweltverhalten, gemessen mit einer Vielzahl an Verhaltensweisen, als für spezifisches Umweltverhalten, z. B. Recycling oder Energiesparen (siehe Newhouse, 1990, Diekmann und Preisendörfer, 2003).

(2) Die Ergebnisse von Faktorenanalysen unterstützen jedoch die Differenzierung mehrerer Typen des Umweltverhaltens, die nur gering miteinander korrelieren. Beispiele findet man bei Diekmann und Preisendörfer (1998: Konsumverhalten, Recycling, Energiesparen, Mobilität) oder bei Stern et al. (1999: Konsumverhalten, engagiertes Bürgerverhalten, *willingness to sacrifice economically*). Die scheinbare Inkonsistenz,

mit der Menschen einmal ökologisch korrekt handeln und ein anderes Mal nicht (z. B. Granzin und Olsen, 1991), wird zum Teil durch die unterschiedlichen Kosten ökologischen Verhaltens in Form von Geld, Zeit, Verlust an Komfort oder Mühe erklärt, welche verschiedene Handlungen somit unterschiedlich schwierig machen. Die Höhe der Kosten eines bestimmten Verhaltens hängt auch von zahlreichen Situationseinflüssen ab, z. B. von finanziellen Anreizen für das Energiesparen oder von der Erreichbarkeit von Recycling-Sammelcontainern. Unterstützende oder behindernde externe Bedingungen können somit ebenfalls den Zusammenhang zwischen Einstellung und Verhalten beeinflussen. Diekmann und Preisendörfer (1992, 1998) vertreten in ihrer Low-Cost-Hypothese die Auffassung, dass ein bedeutsamer Einfluss der Umwelteinstellung auf ökologisches Verhalten nur bei den „leichten“ Verhaltensweisen (z. B. Recycling) vorliegt. Die „Kluft“ wäre somit in Abhängigkeit von der Schwierigkeit des Verhaltens unterschiedlich groß.

Kaiser und Wilson (2004) sehen dagegen, unter Bezug auf Ferguson (1941), in dem Problem der geringen Interkorrelation von unterschiedlich schwierigen Verhaltensweisen ein statistisches Artefakt (siehe auch Bond und Fox, 2001). Die scheinbare Inkonsistenz des menschlichen Umwelthandelns erklären sie in ihrem Modell des *goal-directed behaviour* damit, dass dasselbe Verhalten unterschiedlich motiviert sein kann, was aber zunächst von außen nicht ersichtlich ist: Jemand kann mit dem Fahrrad fahren, um die Umwelt zu schützen, genauso denkbar sei aber die Absicht, Geld zu sparen oder etwas für die eigene Gesundheit zu tun. Durch das Betrachten einer Vielzahl umweltfreundlicher Verhaltensweisen werde die generelle Einstellung einer Person deutlicher: Je mehr Unannehmlichkeiten jemand in Kauf nimmt, um die Umwelt zu schützen, umso wichtiger wird ihm dieses Ziel auch sein.

Kaiser und Wilson (2004) schlagen daher ein *probabilistisches Messmodell* vor, in dem den Menschen die Möglichkeit zugestanden wird, zwischen mehreren Handlungen zu wählen, beispielsweise statt eine energiesparende Waschmaschine anzuschaffen, auf einen Wäschetrockner zu verzichten. Da im Allgemeinen die „kostengünstigeren“ Handlungen bevorzugt werden, sollte die Schwierigkeit eines bestimmten Verhaltens in dessen Gesamtpopularität zum Ausdruck kommen, d. h. in der relativen Anzahl an Personen, die entsprechend handeln.

Diese Gesamtpopularität oder Wahrscheinlichkeit für das Ausführen eines bestimmten Verhaltens, wird im Folgenden als Funktion der Differenz zweier Komponenten be-

trachtet: (a) der *Verhaltensdisposition* der jeweiligen Personen und (b) der *Gesamtheit aller (materiellen, physischen oder sozialen) Kosten*, die durch das Verhalten entstehen. Diese Beziehung wird mathematisch im Rasch-Modell ausgedrückt, einem Modell innerhalb der probabilistischen Testtheorie (*Item Response Theorie*).

Kaiser und Kollegen (Kaiser, 1998; Kaiser und Wilson, 2004) kalibrierten auf Basis des Rasch-Modells eine Skala Allgemeinen Ökologischen Verhaltens von Erwachsenen (GEB: *General Ecological Behavior*). Da die Schwierigkeit der einzelnen Items systematisch in die Berechnung der Personenwerte einbezogen wird, können die erfragten Verhaltensweisen auf nur einer Dimension abgebildet werden, obwohl sie aus verschiedenen Verhaltensdomänen stammen. Dabei konnten Kaiser und Wilson (2004) zeigen, dass die Daten mit einem ökonomischen eindimensionalen Modell mit einer ähnlichen Präzision vorhergesagt werden können wie mit einem mehrdimensionalen Modell, in dem für jede Verhaltensdomäne ein eigener Wert berechnet wird. Ein vergleichbares Verhaltensmaß für Kinder ist nicht bekannt.

(3) Wie viele Messinstrumente zum Umweltverhalten, stützt sich die GEB-Skala von Kaiser und Kollegen (Kaiser, 1998; Kaiser und Wilson, 2004) auf selbst berichtetes Verhalten, da nur auf diese Weise eine große Anzahl verschiedener Verhaltensweisen erfasst werden kann. Dies bringt jedoch ein weiteres methodisches Problem mit sich: selbst berichtetes Umweltverhalten kann anfällig sein für systematische Messfehler, vor allem die *soziale Erwünschtheit*.

3.3.4 Messen von sozialer Erwünschtheit

Sozial erwünschtes Antworten (SE) beschreibt die Tendenz, „entsprechend der Erwartung zu reagieren, dass die Art der Reaktion die Zustimmung einer sozialen Gruppe findet“ (Mummendey, 1981, S. 199). Nicht nur beim Messen von Umweltverhalten, sondern auch von Umwelteinstellungen wird ein Effekt sozialer Erwünschtheit vermutet, der als *Suppressor-Variable* die Korrelation beider Variablen miteinander reduzieren könnte (z. B. Ewert und Baker, 2001; Scott und Willits, 1994). In diesem Fall beinhaltet sozial erwünschtes Antworten, die eigene „ökologische Korrektheit“ zu übertreiben, um damit sozialen Normen zu entsprechen.

Die Tendenz, sozial erwünscht zu antworten, wurde sowohl im Sinne eines situationsübergreifenden Persönlichkeitsmerkmals (*Response Style*) untersucht, das mit Hilfe

einer „Lügenskala“ gemessen werden kann, als auch im Sinne situations- und methodenabhängiger *Response Sets* (siehe z. B. Crowne und Marlow, 1964; Mummendey, 1981; Schmitt und Steyer, 1993). Wenngleich bei der Einschätzung der SE von Items und Adjektiven (SE-Ratings) einerseits eine hohe gruppenübergreifende, interkulturelle Beurteilerübereinstimmung gefunden wurde, konnten andererseits auch Unterschiede in Abhängigkeit vom Untersuchungssetting und von den Eigenschaften der Beurteiler (z. B. dem Alter, Geschlecht oder der Bildung) festgestellt werden.

Nederhof (1985; siehe auch Paulhus, 1991) gibt einen Überblick über die bekannten Methoden, die Effekte sozialer Erwünschtheit zu kontrollieren. Dazu gehören bezüglich sozialer Erwünschtheit ausbalancierte Antwortkombinationen (z. B. die *Forced-Choice-Technik*) und eine Gestaltung der Rahmensituation, die den Probanden entweder Anonymität zusichert oder ihnen vorgaukelt, Unehrlichkeit ihrerseits könne entlarvt werden. Diese Methoden sind jedoch aus Aufwands- oder ethischen Gründen (vor allem in Schüleruntersuchungen) nicht immer einsetzbar. Daher kann auch die Verwendung spezieller Kontrollskalen oder die Identifizierung besonders sozial erwünschter Items mithilfe von SE-Ratings sinnvoll sein.

Auf der Item-Ebene wurde ein recht hoher Einfluss sozialer Erwünschtheit auf Umwelteinstellungen gefunden (25 – 30% Aufklärung der Varianz der Itemmittelwerte durch SE-Expertenratings [Schahn, 2002]). Mithilfe von so genannten „Lügenskalen“ wurden kleine und eher inkonsistente Effekte der sozialen Erwünschtheit auf Umwelteinstellungen und –verhalten beobachtet (z. B. Wiseman und Bogner, 2003; Kaiser, 1998; Kaiser, Wölfling und Fuhrer, 1999). Über den Einfluss der sozialen Erwünschtheit auf das Umweltverhalten von Kindern ist bisher nichts bekannt.

Auch wurden nur wenige SE-Skalen systematisch für Kinder entwickelt. Dazu gehören die aus 48 Items bestehende *Children's Social Desirability Scale* (CSD, Crandall, Crandall und Katkovsky, 1965) und die Lügenskala der *Revidierten Manifesten Angstskala für Kinder* (Boehnke, Silbereisen, Reynolds und Richmond, 1986), welche aus neun Items besteht. Ein bekanntes Instrument für Erwachsene von Crowne und Marlowe (1960) unterscheidet einerseits die Tendenz zur (unbewussten) Selbsttäuschung (*Self-deceptive Enhancement*) und andererseits die Tendenz zur (bewussten) Fremdtäuschung (*Impression Management*), wobei die letztere eher der klassischen Lügenskala entspricht. Eine Skala für Kinder, die beide Aspekte der sozialen Erwünschtheit misst, ist nicht bekannt.

3.4 Fragestellungen und Ziele der Studien

Das erklärte Ziel meiner Doktorarbeit war die Spezifizierung und Weiterentwicklung valider Messinstrumente. Ein besonderes Augenmerk lag dabei auf der Dimensionalität der Skalen und auf ihrer Anfälligkeit für soziale Erwünschtheit. Zudem wurde ein alternatives, verhaltensbasiertes Einstellungskonzept entwickelt, validiert und dem traditionellen Einstellungskonzept gegenübergestellt.

Ziele der ersten Studie (Teilarbeit A)

Den Ausgangspunkt für die erste Untersuchung bildete das Messinstrument für die Umwelteinstellungen von Schülern (Bogner und Wiseman, 2006; Wiseman und Bogner, 2003). Die bei Schülern gefundene zweidimensionale Struktur der Umwelteinstellungen (2-MEV) wurde anhand einer adulten Stichprobe überprüft und dabei die beiden Faktoren Preservation und Utilisation mittels des Zusammenhangs mit verschiedenen Einflussvariablen differenziert. Hierfür wurden Lehrer/innen und Lehramtsstudierende aus der deutschen Teilstichprobe des BIOHEAD-Citizen-Projekts ausgewählt.

- 1) Die Faktorenstruktur sollte mittels Faktorenanalyse mit dem auf 15 Items reduzierten Fragebogen nach Bogner und Wiseman (2006) untersucht werden. Zu dieser Frage werden im Anhang (A.2) auch ergänzende erste Ergebnisse der BIOHEAD-Citizen-Gesamtstichprobe vorgestellt.
- 2) Die Untersuchung möglicher Einflussfaktoren auf die beiden Skalen P und U diene einerseits dazu, die beiden Faktoren zu differenzieren. Andererseits sollten die Einstellungen von Lehrkräften, welche in die Umweltbildung involviert sind, miteinander verglichen werden. Ermittelt wurde der Zusammenhang mit dem Alter, dem Geschlecht, dem Unterrichtsfach und dem Stadium der Ausbildung (Lehrer/in versus Student/in).

Ziele der zweiten Studie (Teilarbeit B)

In der zweiten Studie wurden Schüler/innen untersucht. Auf Basis der Skala Allgemeinen Ökologischen Verhaltens für Erwachsene (GEB) (Kaiser, 1998, siehe 3.3.3) musste eine entsprechende Skala für Jugendliche entwickelt werden, da viele Handlungen aus der Originalskala auf Kinder nicht übertragbar waren (z. B. das Praktizieren eines ökologischen Fahrstils beim Autofahren). Die systematische Einbeziehung der Item-

schwierigkeiten in der Rasch-Analyse ermöglichte es, die Überlegenheit eines mehrdimensionalen Modells gegenüber einem eindimensionalen Modell infrage zu stellen.

- (1) Wie bei Kaiser und Wilson (2004) wurde daher die Vorhersagegüte eines eindimensionalen Rasch-Modells mit der eines mehrdimensionalen Rasch-Modells verglichen (siehe Teilarbeit B).

Weiterhin sollte gezeigt werden, dass das neue Messinstrument als Maß für Verhaltensdisposition sowohl als *Skala für allgemeines Umweltverhalten* als auch als *verhaltensbasiertes Maß für die Umwelteinstellung* dienen kann.

- (2) Dafür wurde erstens die inhaltliche Vergleichbarkeit des allgemeinen Verhaltensmaßes mit einem traditionellen Verhaltensmaß ermittelt. Das Letztere wurde mit Faktorenanalysen aus demselben Itempool wie die eindimensionale Rasch-Skala entwickelt und bestand aus mehreren Verhaltenstypen.
- (3) Zweitens wurde die Eignung der Verhaltensskala als Maß für *verhaltensbasierte Umwelteinstellung* durch Korrelation mit dem traditionellen Einstellungsmaß von Bogner und Wiseman (2006) überprüft.

Die Idee einer alternativen, verhaltensbasierten Einstellungsskala setzt voraus, dass eine in anderen Untersuchungen gefundene Einstellungs-Verhaltens-„Kluft“ methodisch bedingt war und durch alternative Messkonzepte überwunden werden kann.

Ziele der dritten Studie (Teilarbeit C)

Das Thema der dritten Studie war die Beeinflussung der gemessenen Umwelteinstellungs- und Umweltverhaltensmaße durch soziale Erwünschtheit. Die Untersuchung wurde wiederum mit einer Schüler/innen-Stichprobe überprüft.

- (1) Untersucht wurde der Zusammenhang zwischen der Lügenskala von Boehnke et al. (1986) und den beiden Skalen zur Umwelteinstellung von Bogner und Wiseman (2006) bzw. dem verhaltensbasierten Maß aus der Teilarbeit B (Kaiser, Oerke und Bogner, 2007).
- (2) Weiterhin wurde überprüft, ob die Vorhersage des verhaltensbasierten Maßes durch die beiden Einstellungsskalen von Bogner und Wiseman (2006) durch Berücksichtigung der sozialen Erwünschtheit verbessert werden kann. Damit wurde auch die soziale Erwünschtheit auf ihre mögliche Beteiligung an dem inkonsistenten Zusammenhang zwischen Einstellung und Verhalten hin überprüft.

3.5 Ergebnisse und Diskussion

Die im Rahmen dieser Arbeit vorgestellten Studien zielten darauf ab, die Dimensionalität und Validität von Umwelteinstellungen und Umweltverhalten sowie deren Zusammenhang zu untersuchen. Im Folgenden werden die Ergebnisse der drei Teilarbeiten vorgestellt und diskutiert.

3.5.1 Dimensionalität von Umwelteinstellungen (Teilarbeit A)

Ziel der ersten Studie (siehe Teilarbeit A) war die Übertragung des 2-Faktoren-Modells der Umweltwerte von Bogner und Kollegen (Bogner und Wiseman, 2006) auf eine Erwachsenenstichprobe bestehend aus Lehrer/innen und Lehramtsstudierenden für die Primarstufe sowie für die Sekundarstufe mit den Hauptfächern Biologie oder Deutsch. Abbildung 1 zeigt die von Bogner und Wiseman (2006) für eine Schülerstichprobe identifizierte Faktorenstruktur (Abb. 1a) im Vergleich mit der Struktur, die in der Teilstudie A gefunden wurde (Abb. 1b). Obwohl in der Teilstudie A die Itemzahl auf 15 reduziert und das Antwortformat etwas modifiziert war (die mittlere, neutrale Antwortoption entfiel), konnten hier ebenfalls zwei Faktoren identifiziert werden, die weitgehend den beiden Werten Preservation und Utilisation entsprachen.

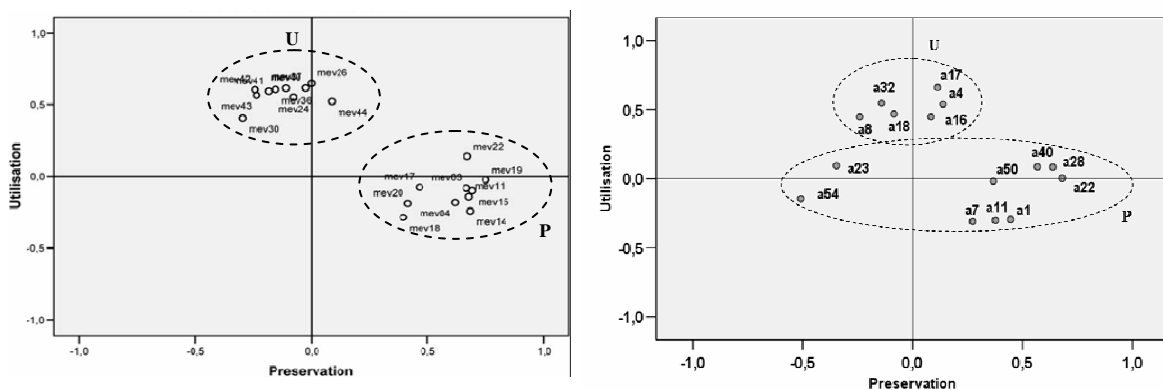


Abbildung 1: Zwei-Faktor-Struktur der Umwelteinstellungen

a) Schülerstichprobe

(Analyse mit 20 Items, Abb. verändert nach Bogner und Wiseman, 2006)

b) Erwachsenenstichprobe

(Analyse mit 15 Items, Teilstudie A)

Einige Abweichungen vom idealen Modell orthogonaler Faktoren mit Items „which are clearly associated with one and only one factor“ (Bogner und Wiseman, 2006, S. 250), traten jedoch auf. Einerseits sind die Faktoren ähnlich wie bei Wiseman und Bogner

(2003) nicht vollständig unabhängig voneinander, sondern geringfügig negativ korreliert. Bedeutsamer ist jedoch die Abweichung, dass zwei Items, die vorher positiv auf dem Faktor Utilisation luden nun negativ auf dem Faktor Preservation laden (a23, a54, siehe Abb. 1b). Zwei weitere Items laden auf beiden Faktoren ähnlich hoch. Drei der genannten Items und ein weiteres zeigen zudem Faktorladungen niedriger als .40, der Anteil der durch die beiden Faktoren aufgeklärten Varianz ist somit nicht besonders hoch. Die geringeren Werte könnten zunächst durch die Itemauswahl erklärt werden: Die für Schüler kalibrierten Skalen könnten Items enthalten, die für Lehrer/innen nicht mehr trennscharf sind. Auch wurden wenige Items geringfügig abgewandelt, um in der internationalen Stichprobe anwendbar zu sein. Wahrscheinlich stehen folgende Ursachen jedoch im Vordergrund:

(1) *Die Reduktion der Itemzahl* (bedingt durch die Länge des Gesamtfragebogens): Eine Überprüfung mit ähnlich reduzierter Itemzahl anhand einer Schülerstichprobe (siehe Teilarbeit A, 3.1) ergab ähnliche Probleme wie bei den Lehrer/innen und Lehramtsstudierenden, d. h. es traten korrekte Ladungen auf dem jeweils anderen Faktor bzw. Doppelladungen mit gegensätzlichem Vorzeichen auf.

(2) *Die Homogenität der Stichprobe*: Lehrer/innen und Lehramtsstudierende stellen eine zwar wichtige, aber doch recht spezifische Subgruppe der deutschen Bevölkerung dar, die deutlich homogener sein sollte als Stichproben von Schüler/innen. So berichtete Schumacher (1999), dass Primarstufenlehrer/innen mehrheitlich einem liberal-intellektuellen Milieu zuzuordnen seien, geprägt durch Einstellungen wie z. B. Offenheit, Mitverantwortung und Mitgestaltung. Die relative Homogenität der Stichprobe wird deutlich anhand der geringen Varianz der Skalenmittelwerte⁵ (Preservation: $M = 3,46$, $SD = 0,36$, Utilisation: $M = 1,58$, $SD = 0,39$). Drei Items wurden zudem sehr einheitlich beantwortet und wiesen sehr hohe oder sehr niedrige Mittelwerte auf (Bodeneffekt: $M < 1.20$ bzw. Deckeneffekt: $M > 3.80$). Ein Beispiel ist die Aussage „Unser Planet hat unbegrenzte Ressourcen“, die fast ausnahmslos abgelehnt wurde ($M = 1,06$, $SD = 0,35$).

⁵ Die Skalenmittelwerte wurden nur zur Verdeutlichung der absoluten Werte ermittelt. Sämtliche Rechnungen wurden jedoch mit den Bartlett-Faktorwerten durchgeführt, welche standardisiert sind und daher einen Mittelwert von 0 und eine Standardabweichung von 1 besitzen. Die Faktorwerte entsprechen der Summe der (nach den Faktorladungen) gewichteten standardisierten Variablenwerte.

(3) *Die Veränderung des Antwortformats:* Wie Martin, Fruchter und Mathis (1974) zeigten, kann die Reduktion des Antwortformats auch zu einer Reduktion der Faktorladungen und Kommunalitäten führen.

Auf die Bedeutung der ersten beiden Aspekte weisen auch die Ergebnisse der wesentlich größeren internationalen Gesamtstichprobe des BIOHEAD-Projekts hin (Anhang, A.2): Hier wurden insgesamt 19 Items mit einer skalierten Hauptkomponentenanalyse ausgewertet⁶. In dieser deutlich heterogeneren Stichprobe mit Lehrer/innen und Lehramtsstudierenden aus 16 verschiedenen Ländern konnte das 2-Werte-Modell ebenfalls identifiziert werden. In diesem Fall waren die Faktoren jedoch orthogonal, und alle Items ließen sich der Vorhersage entsprechend einem der Faktoren zuordnen.

Eine höhere Itemzahl scheint somit empfehlenswert, um eine eindeutige Zuordnung *aller erprobten Items* zu den beiden Werten Preservation und Utilisation zu ermöglichen.

3.5.2 Differenzierung der Faktoren Preservation und Utilisation durch Unterrichtsfach, Alter und Geschlecht

Zur Differenzierung der beiden Faktoren wurden diese zu soziodemographischen Variablen in Beziehung gesetzt: dem Alter, dem Geschlecht und der Bildung, in diesem Fall dem Unterrichtsfach bzw. der Ausbildung als Primar- oder Sekundarstufenlehrer/in. Trotz der erwähnten relativen Homogenität der Gruppen zeigte sich für den Umweltschutzfaktor (Preservation) ein kleiner Effekt der Bildung bzw. des Unterrichtsfachs: Fachlehrer/innen und –studierende (der Sekundarstufe) für Biologie hatten etwas höhere Umweltschutzwerte als Fachlehrer/innen und –studierende für das Fach Deutsch (siehe Teilarbeit A, Abb. 6). Ähnliche Ergebnisse wurden für den Vergleich der Einstellungen von Lehrern der Natur- bzw. Sozialwissenschaften berichtet (Pettus et al., 1978) sowie für den Vergleich der Einstellungen von Studierenden der Umweltwissenschaften bzw. Studierenden der Sozial- und Sprachwissenschaften (Ewert und Baker, 2001).

Sehr wahrscheinlich handelt es sich hierbei um einen Selektionseffekt. Gegen einen Effekt der Ausbildung spricht, dass zwischen den Studierenden für das Fach Biologie und den entsprechenden Lehrer/innen keine bedeutsamen Preservation-Unterschiede auftraten (Siehe Teilarbeit A, Abb.5a). Erwartungsgemäß entscheiden sich Menschen,

⁶ Die vier zusätzlichen Items stammen nicht aus der Skala von Bogner und Wiseman (2006), sondern erfragten mehrheitlich die Einstellung zur Gentechnologie. Sie wurden daher in der Teilarbeit A nicht eingeschlossen.

die sich für die Natur interessieren und diese wertschätzen, eher für das Unterrichtsfach Biologie als für das Unterrichtsfach Deutsch.

Weiterhin wurden niedrigere Umweltnutzungswerte gefunden, erstens generell bei Studierenden im Vergleich zu Lehrer/innen (Teilarbeit A, Abb. 5b) und zweitens bei Lehrer/innen und Studierenden der Primarstufe im Vergleich zu Lehrer/innen und Studierenden für Biologie der Sekundarstufe (Teilarbeit A, Abb. 7). Die letzteren sind jedoch mit hoher Wahrscheinlichkeit auf einen Effekt des Geschlechts zurückzuführen, da im Primarstufenbereich der Frauenanteil sehr hoch ist. Dasselbe gilt für den Vergleich zwischen Studierenden (83% Frauen) und Lehrer/innen (57% Frauen), wobei hier zusätzlich ein Effekt des Alters hinzukommt.

Alters- und Geschlechtseffekte traten zwar für beide Faktoren auf, diejenigen für den Utilisation-Faktor waren jedoch deutlicher ausgeprägt. Dadurch, dass mit zunehmendem Alter der Befragten auch der Männeranteil zunahm, sind Geschlecht und Alter teilweise miteinander konfundiert. Der Frauenanteil bei den Studierenden war um gut 25% höher als bei den Lehrer/innen.

Frauen hatten niedrigere Umweltnutzungswerte als Männer. In der Gruppe der Älteren waren bei den Frauen außerdem die Umweltschutzwerte signifikant erhöht. Die Geschlechtsunterschiede in den Umwelteinstellungen sind somit bei den Älteren, geboren in den 1940er und 1950er Jahren, größer als in den jüngeren Gruppen, vergleichbar dem Ergebnis von Blaikie (1992, vgl. 3.3.2), der in der Gruppe der 1945-1955 Geborenen die größten Geschlechtsunterschiede in der Umwelteinstellung fand. Auch Stern, Dietz und Kalof (1993) berichteten höhere biosphärisch-altruistische Werte bei Frauen und, was teilweise dem Utilisation-Faktor entspricht, ein größeres Bewusstsein für die Konsequenzen der Umweltgefährdung für die Biosphäre.⁷

Blocker und Eckberg (1989) fanden bei Frauen eine geringere Bevorzugung ökonomischen Gewinns auf Kosten der Umwelt und bei Männern eine geringere Bereitschaft zum Schutz der Umwelt bei Gefahr wirtschaftlicher Verluste, allerdings nur unter der Voraussetzung, dass die Befragten Eltern kleiner Kinder seien. Da Studierende in der Regel noch keine Kinder haben, könnte hier eine Erklärung für die geringeren Ge-

⁷ Erklärt wird die weniger kritische Haltung von Männern gegenüber der menschlichen Nutzung der Natur und deren möglichen Folgen durch die unterschiedliche Sozialisation der Geschlechter (siehe z. B. Blocker und Eckberg, 1989), in der Männer in der Rolle als ökonomischer Versorger erzogen und ermutigt wurden, eine wettbewerbsorientierte Haltung einzunehmen, welche die Welt als auszubeutende Ressource betrachte. Frauen würden dagegen stärker in einer Rolle als Bewahrerin und Pflegerin sozialisiert, die eher auf den Erhalt von Leben und Beziehungen ausgerichtet sei.

schlechtsunterschiede innerhalb der jüngeren Generation liegen. Diese können auch Ausdruck einer generellen Annäherung der Geschlechter in der jüngeren Generation sein.

Die Unterstützung der Umweltschutzwerte ist über alle Altersgruppen hinweg sehr hoch. Gleichzeitig werden die Umweltnutzungswerte generell eher abgelehnt. Für einen Periodeneffekt durch ein weit verbreitetes Bewusstsein für Umweltprobleme in der deutschen Bevölkerung sprechen auch die von Kuckartz, Rheingans-Heintze und Rädiker (2007) berichteten Ergebnisse zur Bewertung des Klimawandels.

Dennoch zeigte sich ein Trend für zunehmende Preservation- und Utilisation-Werte mit zunehmendem Alter ($r = .15^{**}$, $r = .17^{**}$, siehe auch Teilarbeit A, Abb. 3). Die höheren Preservation-Werte der Älteren gehen hauptsächlich auf ein erhöhtes Umweltschutzbewusstsein der Frauen zurück ($r = .23^{**}$, siehe auch Teilarbeit A, Abb. 4). Hier könnte eine Tendenz zu sozial erwünschtem Antworten bei älteren Erwachsenen zum Ausdruck kommen (Loehlin und Martin, 2001; Ray, 1988). Bei australischen Frauen wurde ein Anstieg der sozialen Erwünschtheit im Alter von etwa 30 Jahren und ein weiterer Anstieg im Alter von 50 Jahren festgestellt (Ray und Lovejoy, 2003), entsprechend den beiden älteren Gruppen in Studie A. Dies würde die gleichzeitig erhöhten Utilisation-Werten erklären, die von sozialer Erwünschtheit kaum beeinträchtigt werden, wie in Teilstudie C für Kinder gezeigt wurde (siehe 3.5.6).

Andererseits entspricht die Gruppe der Älteren derjenigen Kohorte (geboren in den 1950er Jahren), die schon in anderen Untersuchungen die höchsten Werte der Umwelteinstellungen hatte (Blaikie, 1992). Die Gruppe der Jüngeren entspricht dagegen einer Kohorte Heranwachsender, die von Brämer (2006) als „geprägt von Naturdistanz“ beschrieben wurde. Diese Generation, die im Medienzeitalter aufgewachsen ist, verbringt nur einen geringen Teil ihrer Freizeit in der freien Natur, betrachtet diese höchstens als Kulisse beim Sport, interessiert sich kaum für Natur und weiß wenig darüber. Insofern ist eine geringere Wertschätzung der Natur im Vergleich zur älteren Generation verständlich. Die Biologiestudenten bilden hier eine Ausnahme (Teilarbeit A, Abb. 5a).

Gleichzeitig lehnen die beiden jüngeren Gruppen (geboren in den 1960er bis 1980er Jahren) die Utilisation-Werte etwas stärker ab als die älteste Gruppe. Hier gibt es zwei Möglichkeiten: Der Effekt könnte zumindest teilweise auf den größeren Männeranteil der Gruppen höheren Alters zurückgehen. Andererseits ist der Trend auch innerhalb der

Gruppe der Männer und tendenziell auch bei den Frauen vorhanden. Hier könnte also erneut ein Kohorteneffekt zum Ausdruck kommen. Die Generationen, die in den 1980er und 1990er Jahren geboren wurden bzw. aufwuchsen, erlebten eine Zeit besonders intensiv, in der die *Gefährdung der Umwelt* innerhalb der Gesellschaft schon akzeptiert war und die *Gefährdung des Menschen* durch neue, globale Umweltprobleme deutlicher wurde (Tschernobyl, Klimawandel, Ozonloch, schwindende Energieressourcen). Diese neuen Umweltprobleme könnten sich in der Betonung etwas anderer Umweltwerte ausdrücken, bei denen weniger der Natur- als der Umweltschutz im Vordergrund steht.

Diese Ergebnisse stützen die Unterscheidung von zwei unabhängigen Faktoren der Umwelteinstellung. Sie sind jedoch nicht auf die Gesamtbevölkerung übertragbar, da in der Studie eine recht spezifische Stichprobe untersucht wurde (Lehrer/innen und Lehramtsstudierende). Mögliche Konsequenzen aus den beobachteten Unterschieden zwischen Gruppen verschiedener Lehrer/innen und Lehramtsstudierenden werden im Ausblick diskutiert.

3.5.3 Dimensionalität von Umweltverhalten (Teilarbeit B)

Während in der Teilstudie A die übergeordnete Struktur der Umwelteinstellungen von Erwachsenen im Vordergrund stand, wurde in der Teilstudie B die Dimensionalität und Validität einer neu entwickelten Skala Allgemeinen Ökologischen Verhaltens für Jugendliche (GEB) untersucht. Diese fragt selbst berichtetes Umweltverhalten aus sechs verschiedenen Verhaltensdomänen ab (Energiesparen, Mobilität, Müllvermeidung, Recycling, Konsumverhalten und indirektes Umweltverhalten, siehe Teilarbeit B).

Zur Konstruktvalidierung wurden im Folgenden, ähnlich wie bei Kaiser und Wilson (2004), sechs alternative, domänenspezifische Verhaltenswerte ermittelt (einer für Recycling, einer für Mobilität usw.) und die Vorhersagegüte dieses sechsdimensionalen Modells mit der eines eindimensionalen Modells (ein Wert allgemeinen ökologischen Verhaltens) verglichen. Das statistische Maß G^2 für den allgemeinen *Modell-Fit* (Güte des Modells) zeigte, dass das sechsdimensionale Modell dem eindimensionalen Modell signifikant überlegen war. Die Differenz der Fit-Indizes ($\Delta G^2(20) = 316,8$) entspricht in etwa den von Kaiser und Wilson (2004) berichteten Werten ($\Delta G^2(20) = 316,4$; bzw. $\Delta G^2(20) = 266,1$). Die Messwerte für die sechs verschiedenen Domänen waren jedoch nicht voneinander unabhängig: Nach einer Minderungskorrektur für mangelnde Reliabilität waren fast alle domänenspezifischen Werte hoch korreliert ($r = .54$ bis $r =$

.86). Lediglich das Mobilitätsverhalten bildete eine Ausnahme mit Korrelationen zwischen $r = .21$ und $r = .42$. Dies könnte mit einer geringen Entscheidungsfreiheit der Jugendlichen in diesem Bereich zusammenhängen. Möglicherweise haben einige gar nicht die Wahl, sich mit dem Auto zur Schule bringen zu lassen, so dass ihre Antwort stärker durch äußere Umstände als durch ihre Einstellung bestimmt wird. Die anderen domänenspezifischen Verhaltenswerte können aber zum großen Teil aus den Werten anderer Verhaltensdomänen vorhergesagt werden.

Um herauszufinden, um wie viel präziser das sechsdimensionale Modell tatsächlich ist, wurden die absoluten Residuen (Differenz zwischen beobachteten und vorhergesagten Werten) beider Modelle berechnet und verglichen. Im Durchschnitt sagte das mehrdimensionale Modell das Auftreten einer bestimmten Verhaltensweise um .02 Einheiten genauer vorher⁸. Auch dieses Ergebnis ist den Ergebnissen von Kaiser und Wilson (2004) sehr ähnlich. Der Modell-Fit für die einzelnen Items wurde ebenfalls bestimmt und in beiden Modellen anhand der Fit-Statistiken (Mean Square-Statistik, siehe Teilarbeit B, Tabelle 1) als sehr akzeptabel befunden.

Das sechsdimensionale Modell ist somit etwas präziser als das eindimensionale Modell des Umweltverhaltens. Jedoch ist die Passung der Items für beide Modelle sehr gut und der praktische Gewinn an Vorhersagegenauigkeit durch Verwendung des multidimensionalen Modells ist sehr gering. Da gleichzeitig das eindimensionale Modell sehr viel ökonomischer ist, soll ihm hier der Vorzug gegeben werden.

3.5.4 Allgemeines Umweltverhalten als verhaltensbasierte Einstellung

In der Teilarbeit B wurde jedoch nicht nur ein eindimensionales Maß für das ökologische Verhalten von Jugendlichen entwickelt. Es sollte weiterhin gezeigt werden, dass diese Skala sowohl allgemeines Umweltverhalten misst, als auch ein *verhaltensbasiertes Maß für Umwelteinstellung* entsprechend der Definition als „acquired behavioral disposition“ (Campbell, 1963) darstellt. Zu diesem Zweck wurde die konvergente Validität durch Korrelation mit traditionell entwickelten Maßen zum Umweltverhalten und zur Umwelteinstellung (in diesem Fall den Skalen Preservation und Utilisation von Bogner und Wiseman, 2006) überprüft.

⁸ Beispiel: Wenn der beobachtete Wert = 1 ist (das Verhalten wird ausgeführt) und mit dem eindimensionalen Modell eine Wahrscheinlichkeit für die Ausführung des Verhaltens $p = .69$ berechnet wird, dann liegt die mit dem 6-dimensionalen Modell berechnete Wahrscheinlichkeit durchschnittlich bei $p = .71$.

Zunächst wurden hierfür auf Basis von 33 Items⁹ der neu entwickelten Skala für Jugendliche Faktorenanalysen durchgeführt und so auf traditionelle Art vier domänenspezifische Verhaltensmaße entwickelt. Hier wurde also der Verhaltenstyp nicht von vornherein festgelegt wie beim sechsdimensionalen Rasch-Modell. Die vier Maße entsprechen inhaltlich vier der sechs Domänen (siehe Tabelle 2, Teilarbeit B) und sind wie zu erwarten nur gering bis mäßig untereinander korreliert (minderungskorrigiert: von $r = .13$ bis $r = .36$). Dennoch korrelieren die vier spezifischen Verhaltensmaße moderat bis hoch mit dem allgemeinen Verhaltensmaß. Nach Berechnung der Minderungskorrektur erreichen alle Korrelationen Werte von mindestens .60.

Das Maß allgemeinen ökologischen Verhaltens überschneidet sich somit stark mit traditionell entwickelten typenbasierten Verhaltensmaßen. Gleichzeitig korreliert es aber auch hoch positiv mit dem Preservation-Maß von Bogner und Wiseman (2006) und gering negativ mit dem Utilisation-Maß, beide traditionell über bewertende Aussagen erfasst. Nach Minderungskorrektur liegen die Korrelationen bei .72 bzw. bei -.22. Bei einer Kombination der beiden unabhängigen Skalen erklären diese etwa 56% der Varianz des allgemeinen Verhaltensmaßes, davon fast 52% allein durch den Preservation-Faktor. Diese hohe Übereinstimmung wird als Beleg für den Charakter des Maßes als verhaltensbasierte Einstellungsskala gewertet.

Somit kann, entgegen der Vorstellung von einer Kluft zwischen Einstellung und Verhalten, die anhand bewertender Aussagen gewonnene Umwelteinstellung eines Menschen aus dessen Verhaltensberichten abgeleitet werden. Das neu entwickelte Verhaltensmaß spiegelt wieder, in welchem Ausmaß Menschen ihre Umwelteinstellungen tatsächlich in die Tat umsetzen. Da es mit beiden traditionellen Einstellungsfaktoren korreliert, besitzt es sowohl eine nutzenorientierte als auch eine altruistische Komponente. Der Zusammenhang mit dem Umweltschutzmaß ist allerdings deutlich stärker.

Die Verwendung von ausschließlich selbst berichtetem Verhalten anstelle von explizit bewertenden Aussagen bringt zwei Vorteile mit sich: erstens den Verzicht auf jegliche Introspektion, die über Erinnerung hinausgeht, und zweitens die Möglichkeit eines späteren Wechsels zu beobachtetem Verhalten. Einige Forscher zweifeln die externe Validität von Verhaltensberichten an (z. B. Corral-Verdugo, 1997). Es gibt aber auch anders lautende Berichte. Insbesondere wenn lediglich dichotom das Ausführen oder

⁹ Die 7 Items mit einem dichotomen Antwortformat wurden nicht eingeschlossen.

Nicht-Ausführen des Verhaltens abgefragt wird, – wie auch zum Teil in dieser Skala – werden gute Übereinstimmungen zwischen beobachtetem und selbst berichtetem Verhalten erzielt (Hirst und Goeltz, 1985, Kaiser, Frick und Stoll-Kleemann, 2001).

Dennoch können systematische Antwortverzerrungen (*Response Biases*) nicht ausgeschlossen werden. Dazu gehören auch Einflüsse sozialer Erwünschtheit, die z. B. die Ergebnisse verfälschen können, indem sie die Stärke des Zusammenhangs zwischen den verschiedenen Skalen mitbestimmen. Der Einfluss sozialer Erwünschtheit auf die Einstellungsskalen von Bogner und Wiseman (2006) und auf das neu entwickelte verhaltensbasierte Maß wurde in Teilarbeit C untersucht. Trotz der Überlegungen zu seiner Eigenschaft als alternatives Einstellungsmaß, werde ich in den folgenden beiden Abschnitten von der Skala als Verhaltensmaß sprechen.

3.5.5 Einflussfaktoren auf sozial erwünschtes Antworten (Teilarbeit C)

In der Teilarbeit C wurde anhand einer Schüler/innen-Stichprobe überprüft, inwiefern die Validität der in den Teilarbeiten A und B verwendeten Einstellungs- bzw. Verhaltensskalen durch sozial erwünschtes Antworten gefährdet ist. Um den Effekt der sozialen Erwünschtheit von Effekten möglicher Störvariablen zu trennen, wurde auch der Einfluss von Alter, Geschlecht und Schultyp (Realschule oder Gymnasium bzw. auf Englisch: B-Level und A-Level) auf die Einstellungs- und Verhaltenswerte sowie auf die „Lügenwerte“ untersucht.

Durchschnittlich stimmten die Schüler etwa drei Items auf der Lügenskala zu. Mädchen und Jungen unterschieden sich, anders als bei Boehnke et al. (1986), nicht voneinander¹⁰. Allerdings hatten Alter und Schultyp einen Einfluss auf die Höhe der Lügenwerte (siehe Teilarbeit C, Abb. 2a und 2b). In Übereinstimmung mit mehreren Studien (Boehnke et al., 1986; Brown und Kodadek, 1987; Richmond und Millar, 1984) nahmen die Lügenwerte mit zunehmendem Alter stetig ab: die unter 11-Jährigen kreuzten im Mittel zwei Items mehr auf der Lügenskala an als die über 12-Jährigen.

Gleichzeitig waren die Lügenwerte der Gymnasiasten im Vergleich zu denen der Realschüler im Durchschnitt ebenfalls um fast 2 Punkte erhöht.¹¹

¹⁰ Bei den 12 – 13-Jährigen hatten die Jungen höhere Lügenwerte als die Mädchen. Dieser Effekt ist aber vermutlich ein Effekt des Schultyps, da die Stichprobe der Gymnasiasten keine Mädchen dieses Alters enthielt.

¹¹ Dies gilt auch dann noch, wenn berücksichtigt wird, dass die befragten Realschüler im Durchschnitt etwa neun Monate älter waren als die Gymnasiasten.

Brown und Kodadek (1987) erklären die Abnahme der sozialen Erwünschtheit mit zunehmendem Alter mithilfe von Piagets Theorie über die kognitive Entwicklung von Kindern (Piaget 1965)¹². Demnach nimmt der Lügenwert bei Kindern immer dann ab, wenn der Altersstufe gemäß ein Sprung in der kognitiven Entwicklung zu erwarten ist. Demnach wären die 10-Jährigen in der Schülerstichprobe aus Teilarbeit C einfach noch nicht so gut in der Lage, korrekt über ihr eigenes Verhalten und ihre eigenen Einstellungen zu berichten.

Nach dieser Erklärung wären für die Gymnasiasten *niedrigere* Lügenwerte zu erwarten, da sie zumindest im Durchschnitt zu höheren kognitiven Leistungen fähig sein sollten als die Realschüler. Wie oben bereits erwähnt, war es jedoch genau umgekehrt. Mögliche Einflussfaktoren wie Bildungsgrad der Eltern oder Intelligenz wurden in anderen Studien kaum untersucht. In der einzigen mir bekannten Untersuchung zum Einfluss von Intelligenz und sozioökonomischem Status der Eltern auf die soziale Erwünschtheit von Kindern (Crandall et al., 1965) erreichten die intelligenteren Kinder tatsächlich *niedrigere Erwünschtheitswerte*. Dasselbe gilt für Kinder von Eltern mit höherem Status. Warum die Teilstudie C gegenläufige Ergebnisse erbrachte, ob die Gymnasiasten z. B. generell angepasster sind als die Realschüler, kann hier nicht festgestellt werden, sollte aber untersucht werden, da Ergebnisse der einen Gruppe in diesem Fall nicht ohne weiteres auf die Gruppe übertragbar wären.

3.5.6 Einfluss sozialer Erwünschtheit auf Umwelteinstellungen und -verhalten

Der Einfluss sozialer Erwünschtheit auf Einstellungs- und Verhaltensskalen wurde erstens mit Hilfe einer MANOVA überprüft (siehe Teilarbeit C, Tabelle 1). Hierfür wurden drei „Lügenderuppen“ gebildet, die jeweils ein Drittel der Schüler enthielten. Zusätzlich zu dieser Gruppenvariablen wurde der Schultyp als unabhängige Variable eingesetzt. Zweitens wurden drei multiple Regressionen gerechnet, in denen der Lügenwert (Summenwert der Lügenskala) als Prädiktor für die beiden Einstellungswerte und den Verhaltenswert eingesetzt wurde (siehe Teilarbeit C, Tabelle 2). Dies erschien

¹² Im Alter von etwa 7 bis 8 Jahren, also etwa in der zweiten Schulklasse, erreichen Kinder demnach eine höhere kognitive Entwicklungsstufe (die Stufe des konkret-operativen Denkens), in der sie die Bedeutung von Wahrheit und Lüge besser unterscheiden können. In diesem Alter sei auch eine Abnahme des Wertes auf der Lügenskala zu beobachten. Ein ähnlicher Sprung finde von der fünften zur sechsten Klasse, also im Alter von etwa 11 bis 12 Jahren statt, wenn die Kinder die Stufe des formalen Denkens erreichten, die sie zum abstrakten Denken und zur Selbstreflexion befähige (Kritikfähigkeit).

notwendig, da die Zugehörigkeit zu den Lügengruppen mit dem Schultyp konfundiert war. Zur Kontrolle möglicher Störeinflüsse wurden daher in jeder Regression zusätzlich Alter, Geschlecht und Schultyp als Prädiktoren eingesetzt.

Die wichtigsten Ergebnisse können wie folgt zusammengefasst werden:

1) Übereinstimmend ergaben beide Analyseansätze einen Einfluss des Lügenwertes und des Schultyps auf den Preservation-Wert und auf den Wert des allgemeinen ökologischen Verhaltens (GEB). Schüler mit höheren Lügenwerten hatten tatsächlich auch höhere Umweltschutzwerte und höhere Werte des allgemeinen Umweltverhaltens (Teilarbeit C, Abb. 3a und 4a). Dem Resultat entsprechend, dass Realschüler weniger zur sozialen Erwünschtheit tendierten (siehe 3.5.5), erreichten sie auch niedrigere Umweltschutz- und Umweltverhaltenswerte als Gymnasiasten (Abb. 3b und 4b). Eine signifikante Interaktion zwischen Schultyp und sozialer Erwünschtheit konnte in der MANOVA jedoch nicht festgestellt werden.

2) Weiterhin war der Einfluss der Lügenskala auf den Preservation-Wert in beiden Rechnungen insgesamt höher als der Einfluss der Lügenskala auf den Wert des allgemeinen Umweltverhaltens. Einer Varianzaufklärung durch die Lügengruppen von 9% für Preservation steht eine Varianzaufklärung von 4% für das allgemeine Umweltverhalten gegenüber. Gleichzeitig ist in der multiplen Regression das Beta-Gewicht¹³ des Lügenwertes für die Vorhersage des Preservation-Wertes höher ($\beta = .32^{***}$) als für die Vorhersage des Verhaltenswertes ($\beta = .20^{**}$).

3) Die Utilisation-Werte konnten dagegen nicht mithilfe der Lügenskala vorhergesagt werden. Sie wurden allein durch das Geschlecht beeinflusst. Etwas untypisch hatten in diesem Fall die Mädchen ($M = 2,57$) um 0,26 höhere Utilisation-Mittelwerte als die Jungen ($M = 2,31$). Der fehlende Einfluss der sozialen Erwünschtheit deutet darauf hin, dass keine starken sozialen Normen für Utilisation existieren, oder dass sie zumindest den Kindern nicht bekannt sind. Dafür spricht auch, dass für Utilisation keine schiefe Verteilung vorliegt, der Mittelwert ist mit 2,4 beinahe im neutralen Bereich.

¹³ Beta-Gewichte sind standardisierte Regressionskoeffizienten. Sie geben die Gewichtung der einzelnen Prädiktoren (in diesem Fall der Lügenskala, des Alters etc.) bei der Vorhersage eines Kriteriumswertes (in diesem Fall Preservation, Utilisation und Verhalten) an, jedoch immer nur für genau diese Kombination von Prädiktoren und für die jeweilige Stichprobe.

In einer letzten Untersuchungsfrage ging es darum, ob der gemessene Zusammenhang zwischen den beiden Einstellungsskalen von Bogner und Wiseman (2006) und der neu entwickelten Verhaltensskala für Jugendliche durch Einbeziehen einer Lügenskala verbessert werden kann. Zu diesem Zweck wurden die Ergebnisse von zwei Regressionen miteinander verglichen: Während in der ersten Rechnung das allgemeine ökologische Verhalten der Schüler/innen nur anhand ihrer Umweltschutz- und Umweltnutzungswerte vorhergesagt wurde, wurde in der zweiten Rechnung zusätzlich die Lügenskala als Prädiktor eingesetzt.

Ganster, Hennessey und Luthans (1983) beschrieben drei mögliche Konsequenzen der Verwendung von Messinstrumenten, die durch soziale Erwünschtheit (SE) beeinflusst werden, von denen zwei hier vorgestellt werden sollen: 1) irreführende Korrelationen (spuriousness) zwischen zwei Variablen, wenn beide mit SE korreliert sind, 2) Maskierung einer vorhandenen Beziehung zwischen Variablen, durch unterschiedliche Korrelation der Variablen mit SE. In diesem Fall trat eine kleine „irreführende Korrelation“ zwischen Preservation und Verhalten auf (siehe Teilarbeit C, Tabelle 3). Tatsächlich ist die Differenz der Beta-Gewichte mit und ohne Einbeziehung der Lügenskala minimal ($\Delta\beta = .06$). Beide Ergebnisse unterscheiden sich kaum, und der bei Utilisation angedeutete Suppressionseffekt kann ebenfalls vernachlässigt werden. Durch die Verwendung einer Lügenskala wird der Zusammenhang zwischen Umwelteinstellung und -verhalten somit nicht verändert.

Wie sind die Ergebnisse einzuordnen? Im Vergleich zu den Ergebnissen anderer Studien, wo zum Teil nur 1% Verhaltensvarianz durch Skalen zur sozialen Erwünschtheit aufgeklärt wurde (Kaiser 1998; Kaiser et al., 1999), war der Einfluss sozialer Erwünschtheit hier relativ hoch (4% Varianzaufklärung in der MANOVA). Einerseits wurden diese Studien mit Erwachsenen durchgeführt. Andererseits kann die absolute Höhe des SE-Einflusses durch die Untersuchungssituation verändert werden. Eine Erhöhung des wahrgenommenen Drucks zur sozialen Erwünschtheit in Teilarbeit C durch Lehrer kann trotz strikter Instruktionen und Zusicherung der Anonymität nicht völlig ausgeschlossen werden. Generell gilt die Höhe der gemessenen Werte nur für schriftliche Befragungen im Klassenzimmer. Schließlich war die Stichprobe mit etwa 200 Schülern relativ klein und nicht repräsentativ für ganz Deutschland. Allein hierdurch sind Abweichungen zu früheren Untersuchungen möglich.

Eine Erklärung für den höheren Effekt sozialer Erwünschtheit auf Einstellungen bietet Schahn (2002), der bei SE-Ratings von Items einen hohen Einfluss auf Umwelteinstellungen, aber keinen solchen auf Umweltverhalten fand. Er interpretierte dies als Hinweis auf eine Selbsttäuschung, die bei Aussagen über das eigene Verhalten nicht so leicht möglich sei. Auch fand er einen höheren Einfluss der sozialen Erwünschtheit auf Items, die Verhaltensweisen mit geringen Kosten abfragten (Schahn und Möllers (2002). In eine Rasch-Skala, wie sie in Teilarbeit B entwickelt wurde, können besonders gut auch sehr schwierige Items integriert werden, anders als bei mit der Faktorenanalyse entwickelten Skalen. Möglicherweise bietet dieser Umstand auch eine Erklärung für den vergleichsweise geringeren Zusammenhang mit der Lügenskala.

3.6 Allgemeine Diskussion und Ausblick

Zu Beginn dieser Arbeit wurde auf die Notwendigkeit valider Messinstrumente hingewiesen, um das Verhältnis von Einstellung und Verhalten evaluieren und die Wirksamkeit von Umweltbildungsmaßnahmen bewerten zu können.

Zwei Skalen, entwickelt für Schüler/innen (Bogner und Wilhelm, 1996; Bogner und Wiseman, 2006), wurden auf ihre Eignung für Lehrer/innen und Lehramtsstudierende überprüft. Dabei wurde deutlich, dass die 2-Faktorenstruktur zwar grundsätzlich bestätigt werden konnte, dass aber eine direkte Übertragung von der einen Zielgruppe auf die andere nicht ohne Güteverluste möglich war. Die Faktorstruktur klärte deutlich weniger Varianz auf als in der Schülerstichprobe und die Faktoren waren nicht durch exakt dieselben Items repräsentiert. Dies ist zum einen wahrscheinlich auf die Reduktion der Itemzahl zurückzuführen, die in zukünftigen Untersuchungen vermieden werden sollte. Eine Reduktion auf 18 Items stellt dagegen kein Problem dar, wie Teilarbeit B zeigte.

Zum anderen könnte hier ein generelles Problem der Skalenkonstruktion mit Faktorenanalysen zum Tragen kommen: die Stichprobenabhängigkeit der berechneten Werte. In der deutlich heterogeneren internationalen Stichprobe konnte mit denselben (plus vier ergänzten) Items eine eindeutige orthogonale 2-Faktor-Struktur identifiziert werden. In weiteren Auswertungen können hier auch weitere Einflussfaktoren der Umwelteinstellung untersucht werden.

In der Item-Response-Theorie (probabilistische Testtheorie) gilt das Prinzip der *Spezifischen Objektivität* als Eigenschaft eines erfolgreich umgesetzten Modells. Es beinhaltet unter anderem die Unabhängigkeit der Itemeigenschaften von der Personenstich-

probe (Embretson und Reise, 2000). Inwiefern dieser Anspruch von der in der Teilarbeit B entwickelten Skala für Jugendliche erfüllt wird, muss sich erst noch zeigen. Allerdings gelang bereits in der Teilarbeit C eine Replikation in einer deutlich kleineren Stichprobe.

Beide hier untersuchten Messinstrumente beanspruchen für sich, Umwelteinstellungen zu messen, jedoch auf unterschiedlichen Ebenen. Während die Skalen Preservation und Utilisation übergeordnete Werte erfassen, ermittelt die neue Skala für Jugendliche Umwelteinstellung sehr verhaltensnah. Die verhaltensbasierte Skala hat den Vorteil, weniger stark von sozialer Erwünschtheit beeinflusst zu werden, wie in Teilarbeit C gezeigt wurde. Dieses Ergebnis müsste jedoch noch für Erwachsene bestätigt werden.

Der starke Zusammenhang insbesondere zwischen der Preservation- und der Verhaltensskala macht deutlich, dass Umweltwerte und –verhalten hoch korreliert sind, wenn sie mit derselben Spezifität gemessen werden. An diesem Punkt wird aber auch die unklare Bedeutung des Utilisation-Faktors deutlich. Bei den U-Werten treten die größten Unterschiede zwischen den Geschlechtern und zwischen den Altersgruppen auf. Dieser Faktor korreliert jedoch nur niedrig mit dem allgemeinen Umweltverhalten, ein Ergebnis, das auch von Gagnon-Thompson und Barton (1994) bestätigt wird. Dass sich der Utilisation-Faktor gar nicht auf Umweltverhalten auswirkt, ist unwahrscheinlich, sollte aber überprüft werden, insbesondere welche Art Verhalten er beeinflusst.

Ein weiterer Diskussionspunkt ist die Korrelation zwischen Preservation und Utilisation, die in den meisten Untersuchungen leicht negativ war. Milfont und Duckitt (2004) fanden jedoch eine recht hohe negative Korrelation ($r = -.72$). Sie interpretieren diese als kulturell bedingt. Solche Unterschiede geben uns wichtige Informationen über das wahrgenommene Ausmaß des Konflikts zwischen menschlichen Interessen und dem Naturschutz. Dass gleichermaßen hohe Nutzungs- und Schutzwerte den Nachhaltigkeitsgedanken einer schonenden Nutzung abbilden, kann jedoch nicht vorausgesetzt werden. Ebenso wird der Spezialfall einer Nutzung zum Erhalt von Kulturlandschaften (z. B. die Weide von Kalkmagerrasen) nicht abgefragt.

Dennoch wäre eine Überprüfung der Korrelation zwischen beiden Faktoren auch in Abhängigkeit vom Umweltwissen oder vom Alter bestimmter Bevölkerungsstichproben, z. B. Fachlehrern oder Umweltschutzexperten interessant, auch unter Berücksichtigung kulturell beeinflusster Werte.

Welche Schlussfolgerungen kann man für die Umweltbildung, insbesondere in der Schule ziehen? Die generell hohen Preservation-Werte, insbesondere der Befragten aus dem Biologiebereich können nur positiv gewertet werden. Aufgrund der oben diskutierten Unsicherheit über die Bedeutung des Utilisation-Faktors ist eine Beurteilung der, insbesondere in der Primarstufe aufgrund des hohen Frauenanteils, geringen Utilisation-Werte schwierig. Wehrmeyer und McNeil (2000) weisen darauf hin, dass bei Frauen ein Glaube daran, dass technische Neuerungen die Umweltprobleme lösen werden, geringer ausgeprägt sei, als bei Männern. In der Tat konnten die zahlreichen technischen Neuerungen der letzten Jahrzehnte allein die existierenden Umweltprobleme, bedingt z. B. durch zu hohen CO₂-Ausstoß, nicht lösen.

Eine Forschungslücke, die auch in dieser Arbeit nicht untersucht wurde, betrifft das Selbstbild der Biologielehrer als Umweltbildner. Eine Untersuchung von Cotton (2006) über die Bewertungen von Geographielehrern zeigt aber, dass diese sich vielleicht eher in der Rolle neutraler Personen sehen, die alle Sichtweisen gleichermaßen beleuchten, statt eindeutig Stellung zu beziehen, wie es oft gefordert wird (Blumstein und Saylan, 2007; Fien, 1999). Insbesondere das in neueren Ansätzen der Umweltbildung geforderte Bearbeiten realer, lokaler Umweltsituationen (z. B. Kyburz-Graber, 2004) trifft auf Widerstände bei Lehrern (z. B. Ballantyne, 1999), ob aus Angst vor Konflikten mit Eltern oder Behörden oder aus einem Gefühl mangelnder Kompetenz heraus. Für Biologielehrer dürfte dies noch stärker zutreffen, da diese eine rein naturwissenschaftliche Ausbildung genossen haben und mit den sozialen, politischen und wirtschaftlichen Aspekten der Umweltproblematik somit leicht überfordert sein könnten. Hier wird besonders deutlich, dass die Ausbildung für Lehrer, die Umweltbildung betreiben sollen, mehr Schwerpunkte auf Praxisnähe und die interdisziplinäre Zusammenarbeit setzen sollte.

4. Literaturverzeichnis der Zusammenfassung

- Ajzen, I., & Fishbein, M. (1977). Attitude-behaviour relations: A theoretical analysis and review of empirical research. *Psychological Bulletin*, 84, 888-918.
- Ballantyne, R. (1999). Teaching environmental concepts, attitudes and behaviour through geography education: Findings of an international survey. *International Research in Geographical and Environmental Education*, 8(1), 40-58.
- Bamberg, S., & Möser, G. (2007). Twenty years after Hines, Hungerford, and Tomera: A new meta-analysis of psycho-social determinants of pro-environmental behaviour. *Journal of Environmental Psychology*, 27, 14-25.
- Blaikie, N. W. H. (1992). The nature and origins of ecological world views: An Australian study. *Social Science Quarterly*, 73(1), 144-165.
- Blocker, T. J., & Eckberg, D. L. (1989). Environmental issues as women's issues: General concerns and local hazards. *Social Science Quarterly*, 70(3), 586-593.
- Blumstein, D. T., & Saylan, C. (2007). The failure of environmental education (and how we can fix it). *PLoS Biology*, 5(5), 1-5.
- Boehnke, K., Silbereisen, R. K., Reynolds, C. R., & Richmond, B. (1986). What I think and feel - German experience with the revised form of the Children's Manifest Anxiety Scale. *Personality and Individual Differences*, 7(4), 553-560.
- Bogner, F. X., & Wilhelm, M., G. (1996). Environmental perspectives of pupils: the development of an attitude and behaviour scale. *The Environmentalist*, 16(95-110), 95-110.
- Bogner, F. X., & Wiseman, M. (1997a). Environmental perception of rural and urban pupils. Development of an attitude and behaviour scale. *Journal of Environmental Psychology*, 17, 111-122.
- Bogner, F. X., & Wiseman, M. (1997b). Environmental perspectives of Danish and Bavarian pupils: towards a methodological framework. *Scandinavian Journal of Educational Research*, 41(1), 53-71.
- Bogner, F. X., & Wiseman, M. (1998). Environmental perception of Swiss and Bavarian pupils: An empirical evaluation. *Swiss Journal of Sociology*, 24(3), 547-566.
- Bogner, F. X., & Wiseman, M. (1999). Towards measuring adolescent environmental perception. *European Psychologist*, 4, 139-151.

- Bogner, F. X., & Wiseman, M. (2002). Environmental perception of French and some Western European secondary school students. *European Journal of Psychology of Education, 17*, 3-18.
- Bogner, F. X., & Wiseman, M. (2006). Adolescent's attitudes towards nature and environment: Quantifying the 2-MEV model. *Environmentalist, 26*, 231-237.
- Bond, T. G., & Fox, C. M. (2001). *Applying the Rasch Model: Fundamental measurement in the human sciences*. Mahwah, New Jersey: LEA.
- Brämer, R. (2006). *Natur obskur - Wie Jugendliche heute Natur erfahren [Nature obscure - How today's adolescents experience nature]*. München: oekom verlag.
- Brown, M. S., & Kodadek, S. M. (1987). The use of lie scales in psychometric measures of children. *Research in Nursing & Health, 10*, 87-92.
- Buttel, F. H. (1979). Age and environmental concern: A multivariate analysis. *Youth and Society, 10*(March), 237-256.
- Campbell, D. T. (1963). Social attitudes and other acquired behavioral dispositions. In S. Koch (Ed.), *Psychology: A study of science* (Vol. 6, pp. 94-172). New York: McGraw-Hill.
- Chevallard, Y. (1985). *La transposition didactique - du savoir savant au savoir enseigné*. Grenoble: Ed. La Pensée Sauvage.
- Cornell, J. B. (1979). *Mit Kindern die Natur erleben (Sharing nature with children: A parents' and teachers' nature awareness guidebook)*.
- Corral-Verdugo, V. (1997). Dual 'realities' of conservation behavior: Self-reports vs observations of re-use and recycling behavior. *Journal of Environmental Psychology, 17*, 135-145.
- Cotton, D. R. E. (2006). Implementing curriculum guidance on environmental education: the importance of teachers' beliefs. *Journal of Curriculum Studies, 38*(1), 67-83.
- Crandall, V. C., Crandall, V. J., & Katkovsky, W. (1965). A children's social desirability questionnaire. *Journal of Consulting Psychology, 29*(1), 27-36.
- Crowne, D. P., & Marlow, D. (1960). A new scale of social desirability independent of psychopathology. *Journal of Consulting Psychology, 24*, 349-354.
- Crowne, D. P., & Marlowe, D. (1964). *The approval motive: Studies in evaluative dependence*. New York: John Wiley.

- de Haan, G., Jungk, D., Kutt, K., Michelsen, G., Nitschke, C., Schnurpel, U., et al. (1997). *Umweltbildung als Innovation: Bilanzierungen und Empfehlungen zu Modellversuchen und Forschungsvorhaben (Environmental education as innovation)*. Berlin: Springer.
- Diekmann, A., & Preisendörfer, P. (1992). Persönliches Umweltverhalten: Diskrepanzen zwischen Anspruch und Wirklichkeit [Individual ecological behavior: Discrepancy between claim and performance]. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 44(2), 226-251.
- Diekmann, A., & Preisendörfer, P. (1998). Environmental behavior: discrepancies between aspirations and reality. *Rationality and Society*, 10(1), 79-102.
- Diekmann, A., & Preisendörfer, P. (2003). Green and Greenback. The Behavioral Effects of Environmental Attitudes in Low-Cost and High-Cost Situations. *Rationality and Society*, 15, 441-472.
- Dunlap, R. E., & Jones, R. E. (2003). Environmental attitudes and values. In R. Fernández-Ballesteros (Ed.), *Encyclopaedia of Psychological Assessment* (Vol. 1, pp. 364-369). London: Sage.
- Dunlap, R. E., & Van Liere, K. D. (1978). The "New Environmental Paradigm": A proposed measuring instrument and preliminary results. *Journal of Environmental Education*, 9, 10-19.
- Dunlap, R. E., Van Liere, K. D., Mertig, A. G., & Jones, R. E. (2000). Measuring endorsement of the New Ecological Paradigm: A revised NEP scale. *Journal of Social Issues*, 56(3), 425-442.
- Eagly, A. H., & Chaiken, S. (1993). The nature of attitudes. In *The psychology of attitudes* (pp. 1-21). Fort Worth: Harcourt Brace Jovanovich.
- Embretson, S. E., & Reise, S. P. (2000). *Item response theory for psychologists*. New Jersey: Mahwah.
- Ewert, A., & Baker, D. (2001). Standing for where you sit: An exploratory analysis of the relationship between academics major and environment beliefs. *Environment and Behavior*, 33(5), 687-707.
- Ferguson, G. A. (1941). The factorial interpretation of test difficulty. *Psychometrika*, 6(5), 323-329.

- Fien, J. (1999). Towards a map of commitment: A socially critical approach to geographical education. *International Research in Geographical and Environmental Education*, 8(2), 140-158.
- Fuhrer, U. (1995). Sozialpsychologisch fundierter Theorierahmen für eine Umweltbewußtseinsforschung. *Psychologische Rundschau*, 46(2), 93-103.
- Gagnon-Thompson, S. C., & Barton, M. A. (1994). Ecocentric and anthropocentric attitudes toward the environment. *Journal of Environmental Psychology*, 14(2), 149-157.
- Ganster, D. C., Hennessey, H. W., & Luthans, F. (1983). Social desirability response effects: Three different models *Academy of Management Journal*, 26(2), 955-966
- Glenn, N. D. (1974). Aging and conservatism. *Annals of the American Academy of Social and Political Science*, 175, 176-186.
- Glenn, N. D. (2003). Distinguishing age, period, and cohort effects. In J. T. Mortimer & M. J. Shanahan (Eds.), *Handbook of the life course* (pp. 465-476). New York: Kluwer Academic/ Plenum Publishers.
- Göpfert, H. (1994). *Naturbezogene Pädagogik*. Weinheim: Deutscher Studien-Verlag.
- Granzin, K. L., & Olsen, J. E. (1991). Characterizing participants in activities protecting the environment: A focus on donating, recycling, and conservation behaviors. *Journal of Public Policy & Marketing*, 10(2), 1-27.
- Hines, J. M., Hungerford, H. R., & Tomera, A. N. (1987). Analysis and synthesis of research on responsible environmental behavior: A meta-analysis. *The Journal of Environmental Education*, 18, 1-8.
- Hirst, E., & Goeltz, R. (1985). Accuracy of self-reports: Energy conservation surveys. *The Social Science Journal*, 22, 19-30.
- Howell, S. E., & Laska, S. B. (1992). The changing face of the environmental coalition: A research note. *Environment and Behavior*, 24(1), 134 -144.
- Hungerford, H. R., & Volk, T. L. (1990). Changing learner behavior through environmental education. *Journal of Environmental Education*, 21, 8-21.
- Kaiser, F. G. (1998). A general measure of ecological behavior. *Journal of Applied Social Psychology*, 28(5), 395-422.

- Kaiser, F. G., Frick, J., & Stoll-Kleemann, S. (2001). Zur Angemessenheit selbstberichteten Verhaltens: Eine Validitätsuntersuchung der Skala Allgemeinen Ökologischen Verhaltens. *Diagnostica*, 47(2), 88-95.
- Kaiser, F. G., Oerke, B., & Bogner, F. X. (2007). Behavior-based environmental attitude: Development of an instrument for adolescents. *Journal of Environmental Psychology*, 27(3), 242-251
- Kaiser, F. G., & Wilson, M. (2004). Goal-directed conservation behavior: The specific composition of a general performance. *Personality and Individual Differences*, 36, 1531-1544.
- Kaiser, F. G., Wölfling, S., & Fuhrer, U. (1999). Environmental attitude and ecological behaviour. *Journal of Environmental Psychology*, 19, 1-19.
- KMK (2005). *Bildungsstandards im Fach Biologie für den Mittleren Schulabschluss (Jahrgangsstufe 10)* (1 ed.). München: Luchterhand.
- Kuckartz, U., Rheingans-Heintze, A., & Rädiker, S. (2007). Klimawandel aus der Sicht der deutschen Bevölkerung [Climate change from the view of the German population] [Electronic Version]. *Umweltbewusstsein in Deutschland, 2007* from <http://www.umweltbewusstsein.de/ub/deutsch/2006>.
- Kyburz-Graber, R., Rigendinger, L., Hirsch Hadorn, G., & Werner Zentner, K. (1997). *Sozio-ökologische Umweltbildung*. Hamburg: Krämer.
- Kyburz-Graber, R. (2004). Welches Wissen, welche Bildung? Aktuelle Entwicklungen in der Umweltbildung. *Beiträge zur Lehrerbildung*, 22(1), 83-94.
- Leeming, F. C., Dwyer, W. O., Porter, B. E., & Cobern, M. K. (1993). Outcome research in environmental education: A critical review. *Journal of Environmental Education*, 24(4), 8-21.
- Legault, L., & Pelletier, L. G. (2000). Impact of an environmental education program on students' and parents' attitudes, motivation, and behaviors. *Canadian Journal of Behavioural Science*, 32(4), 243-250.
- Loehlin, J. C., & Martin, N. G. (2001). Age changes in personality traits and their heritabilities during the adult years: evidence from Australian twin registry samples. *Personality and Individual Differences*, 30, 1147-1160.
- Lowe, G. D., & Pinhey, T. K. (1982). Rural-urban differences in support for environmental protection. *Rural Sociology*, 47(1), 114-128.

- Martin, W. S., Fruchter, B., & Mathis, W. J. (1974). An investigation of the effect of the number of scale intervals on Principle Component Factor Analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 34(3), 537-545.
- Meinhold, J. L., & Malkus, A. J. (2005). Adolescent environmental behaviors: Can knowledge, attitudes, and self-efficacy make a difference? *Environment and Behavior*, 37(4), 511-532.
- Milfont, T. L., & Duckitt, J. (2004). The structure of environmental attitudes: A first- and second-order confirmatory factor analysis. *Journal of Environmental Psychology*, 24, 289-303.
- Mohai, P., & Twight, B. W. (1987). Age and environmentalism: An elaboration of the Buttel model using national survey evidence. *Social Science Quarterly*, 68(4), 798-815.
- Moscovici, S. (1984). The phenomenon of social representation. In R. M. Farr & S. Moscovici (Eds.), *Social Representations* (pp. 3-70). Cambridge: Cambridge University Press.
- Mummendey, H. D. (1981). Methoden und Probleme der Kontrolle sozialer Erwünschtheit [Methods and problems of social desirability control]. *Zeitschrift für Differentielle und Diagnostische Psychologie*, 2(3), 199-218.
- Nederhof, A. J. (1985). Methods of coping with social desirability bias: a review. *European Journal of Social Psychology*, 15(3), 263-280.
- Newhouse, N. (1990). Implications of attitude and behavior research for environmental conservation. *Journal of Environmental Education*, 22, 26-32.
- Olofsson, A., & Öhman, S. (2006). General beliefs and environmental concern: transatlantic comparisons. *Environment and Behavior*, 38(6), 768-790.
- Paulhus, D. L. (1991). Measurement and control of response bias. In J. P. Robinson, P. Shaver & L. S. Wrightsman (Eds.), *Measures of Personality and Social Psychological Attitudes*. San Diego: Academic Press.
- Pettus, A. M., Frary, R. B., & Teates, T. G. (1978). The attitudes of science and social studies teachers toward environmental issues. *Journal of Research in Science Teaching*, 15(5), 367-372.
- Piaget, J. (1965). *The moral judgement of the child*. New York: The Free Press.
- Ray, J. J. (1988). Lie scales and the elderly. *Personality and Individual Differences*, 9(2), 417-418.

- Ray, J. J., & Lovejoy, F. H. (2003). Age-related social desirability responding among Australian women. *The Journal of Social Psychology, 143*(5), 669-671.
- Richmond, B. O., & Millar, G. W. (1984). What I think and feel: A cross-cultural study of anxiety in children. *Psychology in the Schools, 21*(2), 255-257.
- Rokeach, M. (1968). *Beliefs, attitudes, and values: A theory of organisation and change*. San Francisco: Jossey-Bass.
- Rokeach, M. (1973). *The nature of human values*. New York: Free Press.
- Schahn, J. (2002). Aufwand und soziale Erwünschtheit als Prädiktoren von Itemmittelwerten: Analysen auf Aggregat- und Individualdatenebene im Bereich Umwelteinstellung und -verhalten [The role of behavioral costs and social desirability as predictors of environmental attitudes and conservation behavior: An analysis on aggregate and on individual data level]. *Zeitschrift für Differentielle und Diagnostische Psychologie, 23*(1), 45-54.
- Schahn, J., & Möllers, D. (2002). Aufwand, Soziale Erwünschtheit und Umweltbewusstsein: Replikation und neue Befunde [Costs, social desirability and environmental consciousness: replication and new findings]. *Diskussionspapier, 86*.
- Schmitt, M. J., & Steyer, R. (1993). A latent state-trait model (not only) for social desirability. *Personality and Individual Differences, 14*(4), 519-529.
- Schumacher, E. (1999). Widersprüche - Selbsttäuschungen - Flexibilität? (Inconsistencies - self-deceptions - flexibility?). *Pädagogik, 9*, 36-40.
- Schultz, P. W. (2001). The structure of environmental concern: Concern for self, other people, and the biosphere. *Journal of Environmental Psychology, 21*, 327-339.
- Schultz, P. W., Shriver, C., Tabanico, J. J., & Khazian, A. M. (2004). Implicit connections with nature. *Journal of Environmental Psychology, 24*(1), 31-42.
- Schwartz, S. H. (1994). Are there universal aspects in the structure and contents of human values? *Journal of Social Issues, 50*, 19-45.
- Schwartz, S. H. (1997). Values and culture. In D. Munro, S. Carr & J. Schumaker (Eds.), *Motivation and Culture* (pp. 69-84). New York: Routledge.
- Scott, D., & Willits, F. K. (1994). Environmental attitudes and behaviour: A Pennsylvania survey. *Environment and Behavior, 26*(2), 239-260.

- Stern, P. C., Dietz, T., Abel, T., Guagnano, G. A., & Kalof, L. (1999). A value-belief-norm theory of support for social movements: The case of environmentalism. *Human Ecology Review*, 6(2), 81-97.
- Stern, P. C., Dietz, T., & Guagnano, G. A. (1995). The New Ecological Paradigm in social-psychological context. *Environment and Behavior*, 27(6), 723-743.
- Stern, P. C., Dietz, T., & Kalof, L. (1993). Value orientations, gender, and environmental concern. *Environment and Behavior*, 25(3), 322-348.
- Stern, P. C., Dietz, T., Kalof, L., & Guagnano, G. A. (1995). Values, beliefs, and proenvironmental action: Attitude formation toward emergent attitude objects. *Journal of Applied Social Psychology*, 25(18), 1611-1636.
- Van Liere, K. D., & Dunlap, R. E. (1980). Social bases of environmental concern: A review of hypotheses, explanations and empirical evidence. *Public Opinion Quarterly*, 44(181-197).
- Van Liere, K. D., & Dunlap, R. E. (1981). Environmental concern: does it make a difference how it's measured? . *Environment and Behavior*, 13(6), 651-676.
- Vining, J., & Ebreo, A. (2002). Emerging theoretical and methodological perspectives on conservation behavior In R. B. Bechtel & A. Churchman (Eds.), *Handbook of Environmental Psychology* (pp. 541–558). New York: Wiley.
- Wehrmeyer, W., & McNeil, M. (2000). Activists, Pragmatists, Technophiles and Tree-huggers? Gender Differences in Employees' Environmental Attitudes. *Journal of Business Ethics*, 28, 211-222.
- Weigel, R., & Weigel, J. (1978). Environmental concern: The development of a measure. *Environment and Behavior*, 10(1), 3-15.
- Wiseman, M., & Bogner, F. X. (2003). A higher-order model of ecological values and its relationship to personality. *Personality and Individual Differences*, 34, 783-794.

5. Liste der Publikationen

A. Britta Oerke & Franz X. Bogner.

Gender, age and subject matter: Impact on teachers' ecological values.

Journal of Teacher Education (submitted for publication)

B. Florian G. Kaiser, Britta Oerke, & Franz X. Bogner (2007).

Behavior-based environmental attitude: Development of an instrument for adolescents. *Journal of Environmental Psychology* 27, 242-251.

C. Britta Oerke & Franz X. Bogner.

Social desirability, environmental attitudes and general ecological behavior.

Journal of Applied Social Psychology (submitted for publication)

Im Zeitrahmen der Doktorarbeit entstand außerdem folgende Publikation über meine Diplomarbeit, die nicht Teil der Dissertation ist:

D. Markus Lappe, Simone Kuhlmann, Britta Oerke, & Marcus Kaiser (2006).

The fate of object features during perisaccadic mislocalization. *Journal of Vision*, 6(11):11, 1282-1293, <http://journalofvision.org/6/11/11/>, doi:10.1167/6.11.11.

6. Darstellung des Eigenanteils

- A.** Die Untersuchung wurde innerhalb des Projekts BIOHEAD-Citizen geplant und durchgeführt. Die Daten der deutschen Stichprobe wurden von mir gesammelt und ausgewertet. Die Konzeption und Ausführung der Publikation wurde größtenteils von mir erstellt.

- B.** Der Fragebogen des Allgemeinen Umweltverhaltens für Jugendliche wurde von mir konzipiert (auf Basis des Fragebogens für Erwachsene von Kaiser [1998]). Die Daten wurden von mir anhand bayerischer Schülerstichproben erhoben und analysiert. Die Publikation wurde zusammen mit Florian Kaiser geschrieben, wobei, abgesehen von der Ergebnisdarstellung, die Hauptverantwortung bei ihm lag.

- C.** Die Konzeption für die Untersuchung wurde von mir entwickelt und umgesetzt. Die statistische Auswertung der Daten und die Konzeption und Ausführung der Veröffentlichung lagen in erster Linie in meiner Verantwortung.

7. Teilarbeiten

7.1 Teilarbeit A

A

Britta Oerke & Franz X. Bogner.

Gender, age and subject matter: Impact on teachers' ecological values.

Journal of Teacher Education (submitted for publication)

**Gender, age and subject matter:
Impact on teachers' ecological values**

Britta Oerke & Franz X. Bogner

University of Bayreuth, Germany

Correspondence concerning this article should be addressed to Britta Oerke, University of Bayreuth, Department Didactics of Biology (NWI), D- 95447 Bayreuth, Germany; e-mail: britta.oerke@uni-bayreuth.de

Abstract

By means of environmental education, teachers are supposed to intervene in pupils' awareness and concern of environmental issues. Teachers' environmental attitudes, however, have been rarely studied. We analysed 367 pre- and in-service teachers' environmental attitudes for their structure and socio-economic correlates within the frame of a European project. Thus, we retrieved for adults the 2-Factor Model of Ecological Values presented for adolescents by Bogner and Wiseman (2004). For the two domains, Preservation and Utilisation, the psychometric structure was confirmed and discriminative correlations with age, gender and teaching subject were unveiled. Further research is needed to deduce implications for teaching practice.

Keywords: Environmental attitudes, teachers, student teachers, gender, age, 2-MEV model

1 Introduction

By means of environmental education (EE), teachers are supposed to develop pupils' awareness and concern of environmental issues. A variety of relevant educational approaches has been developed and implemented within the last decades. Additionally, a specific age-appropriate instrument to measure environmental attitudes of pupils has recently been developed by Bogner and Wiseman (e.g., 1997, 1999, 2002), comprising two independent scales. In the meantime, the bi-dimensional model was confirmed by Milfont and Duckitt (2004) although with a small sample containing only undergraduate students. Whether the two-dimensional structure does also meet other age groups of the population still has to be shown. Therefore, we focused on the environmental attitudes of pre- and in-service teachers, especially Biology and primary school teachers as the main providers of EE.

The study we present in this paper was done in the frame of the EU project BIOHEAD-Citizen (*Biology, Health and Environmental Education for better Citizenship*) whose focus was to acquire and compare various variables of science teaching in European school systems and to associate them with controlled parameters such as gender, social context and religion. Of specific interest were 1) simplifications of dynamic interactions for didactical reasons that may induce obsolete implicit ideas (e.g., a narrow physical concept of health and its paramount curative perspective), and 2) rapidly changing knowledge, e.g. in Environmental Education, that meets pre- and in-service teachers' attitudes and values (e.g., moral principles like that of precaution) and, thus, can be diverse among countries with its different cultural and social contexts. Altogether, questionnaire studies for six different topics in 16 European and North African countries were applied. The questionnaires were translated to each country's native language. Each participant provided a sample of at least 100 primary school pre- and in-service teachers and 200 of secondary schools, the latter for the subjects Biology and (native) Language.

1.1 Measurement of Environmental Attitudes (EA) and Ecological Values

The term "attitude" commonly means the tendency of evaluating a particular object or situation, the evaluative response consisting of three components: cognition, affect and behaviour (Eagly & Chaiken, 1993). Thus, "Environmental Attitude" (EA) in a recent definition is characterised as "the collection of beliefs, affect, and behavioural intentions

a person holds regarding environmentally related activities or issues” (Schultz, Shriver, Tabanico, & Khazian, 2004, p. 31). In the research literature, the specificity of EA varies from attitudes towards concrete ecological behaviours (e.g., environmental spending by the government [Van Liere & Dunlap, 1981]) to others measuring a general worldview (e.g., Dunlap & Van Liere, 1978) or ecological values (Blaikie, 1992; Bogner & Wiseman, 2006; Stern, Dietz & Guagnano, 1995). In this paper, we will focus on the measurement of the more general concepts of EA.

A popular example for an EA instrument, the one-dimensional New Environmental (Ecological) Paradigm (NEP) (Dunlap & Van Liere, 1978; Dunlap, Van Liere, Mertig & Jones, 2000) ranges from *unconcerned* to *concerned* about the environment. Multidimensional value-based approaches presented two- or three-dimensional scales contrasting general concern for humans (anthropocentric), and concern for self (egoistic) and others (altruistic) respectively, with concern for all living beings (ecocentric and biospheric concern respectively: Gagnon Thompson and Barton, 1994; Stern et al., 1995). Factor-analytic approaches led to a variety of measurement instruments with accordingly varying factor structure.

Wiseman and Bogner (2003) criticised this by pointing to personality research where the study of first-order factors generated as many batteries as investigators. However, Bogner and colleges originally followed a similar approach when developing attitude measures for the age-group of adolescents and factor-analysing a great pool of items with six different adolescent populations across five language barriers (Bogner & Wiseman, 1997, 1998, 2002). Thus, they reduced an originally 70 item-scale to a 19-item scale reflecting five primary order factors appropriate for the entire European sample. However, to identify a generic model of environmental attitudes, they subsequently investigated the second-order structure of environmental attitudes using inter-factor instead of inter-item correlations (e.g., Bogner & Wiseman, 1999; Wiseman & Bogner, 2003). Two orthogonal higher-order factors resulted, characterising the conflict between enjoyment and protection of nature, Preservation (P), on the one hand, and the necessity to exploit natural resources for human needs, emphasising the human right and ability to control and manage the environment, Utilisation (U), on the other hand.

This “two-dimensional Model of Ecological Values” (2-MEV, Bogner and Wiseman, 2006, Wiseman & Bogner, 2003) permits high scores on both values, implying no general conflict between the nature protection and utilisation. Consequently the two

factors were found to be only marginally negatively correlated ($r = -.17$). The model was independently confirmed by Milfont & Duckitt (2004) in a study with even more items and more different established scales applied to undergraduate students in New Zealand. They see theoretical support for the model in already existing theories of human-nature-relationship (e.g., *harmony values* versus *mastery values*, characterised as unidimensional [Schwartz, 1994]) as well as in the current sustainability debate. Lately, Bogner and Wiseman (2006) optimised the measurement of the two factors for the age-group of adolescents.

However, the direct measurement of the 2-MEV model still needs a confirmation with an adult sample and the differentiation of the two factors by socio-demographic variables. We are going to close this gap in this present study.

1.2 Impact factors on EA

Socio-demographic variables have been widely investigated as potential correlates of EA to learn about the circumstances that may develop or inhibit concern. In the following, we will review the most important findings about the associations of EA especially with gender, age and education or major and deduce expectations for our study. During the 1970s and 1980s, it was repeatedly shown that the young and high educated, females and liberals were more concerned about environmental issues compared to the old and low educated, males and conservatives (e.g., Mohai & Twight; Van Liere & Dunlap, 1980, 1981). A shift in the significance of age was observed by Howell and Laska (1992) who found only for the 1980 but not in the 1984 and 1988 data any more a significant negative association between age and concern, probably because of the also reported general increase of environmental concern in the population. On the other hand, their results evidenced the development of a significant effect of education in the 1980s. Lately, the alteration, in this case disappearance, of association between age and EA was confirmed by Stern and associates (Stern, Dietz & Guagnano, 1995). Olofsson and Öhman (2006) investigating resigned attitudes to the environment confirmed the positive association with education (the higher, the less resigned).

Recent studies point to a shift in the impact of age (Blaikie, 1992, Ewert and Baker, 2001) that, more probably than being an effect of aging, may be a *cohort effect*, depending on similar early socialisation of generations (Mohai & Twight, 1987).

Considering different age groups, Blaikie (1992) as well as Ewert and Baker (2001)¹ located the highest scores now in the group of young middle-aged, born in the 1960s (25 to 34, and students older than 25) compared to younger and much older groups. In the survey of Blaikie (1992), besides, some sub-scale scores peaked in the 35-44-category where, additionally, gender differences were greatest. Correspondingly, female scores peaked in the older middle-aged group (35 to 44). The young group (18 to 24) was found to be least sensible to problems of Economic Growth even compared to their grandparents older than 65. Blaikie (1992) concluded that “aging” and “cohort” influences may have produced a middle-aged cohort with strongest commitment:

If youth in the late 1960s and early 1970s were the age cohort most susceptible to developing a high level of environmental awareness and concern, as a result of the attention which environmental issues received at that time, then they are most likely either to have maintained something of this commitment, or to have responded favourably to the “second wave” of environmental consciousness in the late 1980s. While the data in this study are consistent with this hypothesis, there is evidence that this commitment also extends back to the younger cohort (25-34). . . . which had the highest level of environmental awareness . . . (p.162)

With the sub-scales conservation of natural environment and natural resources however, people agreed strongly independent of their age.

An explanation for the gender differences in EA and for variations of their emergence was provided by Blocker and Eckberg (1989) who found support for the theory that gender socialisation leads women to focus on children’s health whereas men focus more on children’s economic well-being. They accentuate that being parents of small children moderates and enlarges gender differences in environmental concern. Stern, Dietz and Kalof (1993) give support to this specific hypothesis by showing that women are particularly more aware of negative consequences as well for themselves as for others or the biosphere. In a later study, Stern, Dietz, Kalof & Guagnano (1995) amended that indeed female biospheric values were more pronounced than male ones. Milfont and Duckitt (2004) reported higher Preservation scores and lower Utilisation scores for women. A similar pattern for 11 to 16 year old children was found by Bogner and Wiseman (1999, 2002), who showed for girls lower scores than for boys in some

¹ Ewert and Baker (2001) applied the NEP Scale in studies from 1993 and 1995.

Utilisation sub-scales and higher scores in Preservation sub-scales (e.g., enjoyment of nature, human dominance).

Ewert and Baker (2001) investigated major as a potential impact factor on pro-environmental attitude. They surveyed undergraduate students and found the highest pro-environment and lowest con-environment and anthropocentric attitudes in natural resource management students (e.g., biology, or environmental studies) compared to social science, language and forestry students. The effect was weak to moderate with mean differences of 0.2 or 0.3. However, in conformity with the above discussion, the gender and age effect - higher pro-environment and lower con-environment responses were reported for females and older students – appeared irrespective of major.

1.3 Objectives

The present study focused on two main objectives. Firstly, it aimed at analysing (and confirming) the structure of pre- and in-service teachers' Environmental Attitudes (EA). Secondly, potential socio-demographic correlates of EA and the impact of school subject for in-service teachers and major for pre-service teachers are investigated (especially still these variables are difficult to monitor in the age-group of school pupils). Next to information about the development of EA we hope to find additional hints about the distinctiveness of the scales P and U in adults.

We analysed the impact of gender, age, status of education (teacher or student), school subject (Biology or German language) and school level (primary school or secondary school) on EA. In part, it is difficult to make exact predictions for the two scales P and U, because no or only few studies were done with a two-dimensional model or because the results are not consistent, especially for the impact of age.

We expect an effect of gender, with women showing lower Utilisation scores and higher Preservation scores than men. We expect an effect of the teaching subject, Biology pre- and in-service teachers being more concerned about the environment than those for German language (lower U and/ or higher P scores), that may be led by selection or Biology relevant education. If education is crucial, Biology teachers should show different attitudes than Biology pre-service teachers. Additionally, we compare primary school teachers, doing an important early part of environmental education, with secondary school teachers. With regard to an age effect, we expect a low association with P and U respectively, without prognosticating the direction of effect (positive or

negative) on the scores, because there are several possible impact factors forming the association of age and attitude.

2 Methods

2.1 Participants

The sample consisted of 371 pre-service teachers (students) and in-service teachers for secondary school (Biology or German language) and for primary school. Participants were selected either in specialist university courses for pre-service teacher students or in teacher enhancement courses; the response rate was between 41% and 57% for the latter and between 64% and almost 100% for the student population. Due to missing values in attitude response the sample was reduced to 367 subjects.

The portion of females was high with 69%, the mean age was 33.90 (+/- 13.39) years, the age of the student population ranging from 19 to 34 years ($M = 22.75 \pm 2.42$) and the age of teachers ranging from 23 to 64 years ($M = 44.17 \pm 10.88$). Table 1 shows the size of the six sub-samples and the gender ratio of each. The high portion of females fits the average teacher population in Germany (64% for all teachers [Statistisches Bundesamt, 2006]) as well as the pre-service teacher population in Bavaria (Primary school students: 94.1%, Biology for comparable school level: 64.8%, German language for comparable level, as first subject: 77.0%).

Table 1: *Sub-sample size and gender ratio.*

Group	N Teachers	% women (teachers)	N Students	% women (students)	Total	% women
Secondary school (Biology)	56	35.7%	54	64.8%	110	50.0%
Secondary school (German language)	81	46.9%	52	84.6%	133	61.7%
Primary school	59	89.8%	65	96.9%	124	93.5%
Total	196	57.3%	171	83.1%	367	68.9%

2.2 Material

The questionnaire of this present study was part of the BIOHEAD project, containing 90 items from 6 different areas of Biology teaching and 15 additional personal items asking amongst others for age, sex, education, professional background of parents and environment of childhood. All questions followed a closed answer format. For this paper we analysed 15 statements concerning the topic *Environmental Education* taken from the 2-MEV scales published by Bogner and Wiseman (2006). These scales, originally containing 20 statements measuring the two factors Preservation (P) and Utilisation (U), were reduced to 14 to keep the total number of items small and not stress respondents' patience. One item was added increasing the total item number to 15. The phrasing of two items was marginally modified to be adequate for all countries. While the original scale followed a 5-point answer format from 1 (I strongly disagree) to 5 (I strongly agree) with an 'undecided' mid-position category, we imposed an answer format from 1 (I agree) to 4 (I don't agree) without a mid-position category in order to force a decision of the subjects.

2.3 Analysis

For factor extraction a principal component analysis with subsequent oblique rotation ($\delta = -0.5$) was applied. Further analysis was done with Bartlett factor scores. Two outliers were excluded generally from analysis. Because factor scores showed high skewness and positive kurtosis – more than twice their standard errors - we mainly reported medians and quartiles and used non-parametric tests (Mann-Whitney U and Kruskal Wallis). Due to some missing socio-demographic data, the sample may be reduced to 360 persons in some analyses.

3 Results

3.1 Principal component analysis

The aim of Principal Component Analysis (PCA) was to test if a two factor solution could be recovered in the adult sample in the same way it was found in pupils' samples. The measures of sampling adequacy of the variables had a middling fit ($KMO = 0.72$, MSA measures $\geq .70$ for all but three items with $MSA \geq .65$). The Bartlett test was significant, thus the premises for a PCA were given.

The results of the PCA are presented in table 2. The forced two-factor solution explained 28.7% of total variance, 18.7% of which were explained by the first component, Preservation. Preservation was represented by 8 items, with four factor loadings higher than .50, and Utilisation by 7 items with three factor loadings higher than .50. Some shortcomings appeared: Three items had communalities smaller than .20 which means less than 20 % of its variance was explained by the two components; one of it was the new item - A50.

Table 2: Two factor solution of PCA with oblique rotation ($\delta = -.5$). Reported are factor loadings higher than .25, communalities (h), original scale means and standard deviations. Factor loadings higher than .50 are **bold**. Items printed in *italic* passed through some minor modifications. Item 50 is a reworded form.

F A C T O R S		Principal Component Analysis			
Preservation		F1	F2	h	M (SD)
1	We must set aside areas to protect endangered species.	.45		.34	3.81 (0.41)
11	Dirty industrial smoke from chimneys makes me angry.	.38	-.30	.28	2.57 (1.03)
22	I enjoy trips to the countryside.	.64		.39	3.74 (0.56)
23*	We need to clear forests in order to grow crops.	-.35		.14*	1.44 (0.64)
28	It upsets me to see the countryside taken over by building sites.	.68		.46	3.50 (0.72)
40	<i>It is interesting to know what kinds of animals live in ponds or rivers.</i>	.57		.31	3.68 (0.62)
50	All contemporary plant species should be preserved because they may help in the discovery of new medicines.	.37		.14	2.97 (1.00)
54*	Only plants and animals of economical importance need to be protected.	-.51		.25*	1.14 (0.43)
Utilisation		F1	F2	h	
4	Nature is always able to restore itself.		.54	.28	1.99 (0.89)
7*	<i>Humans will die out if we don't live in harmony with nature.</i>	.27	-.31	.20*	3.20 (0.89)
8	People worry too much about pollution.		.45	.30	1.35 (0.65)
16	Our planet has unlimited resources.		.45	.19	1.06 (0.35)
17	Society will continue to solve even the biggest environmental problems.		.66	.42	1.59 (0.70)
18	Human beings are more important than other creatures.		.47	.24	1.87 (0.97)
32	Humans have the right to change nature as they see fit.		.55	.35	1.40 (0.68)

Note: * Item originally loaded positively on the other factor.

Figure 1 shows the component diagram illustrating the factor loadings of the items on the two components after rotation. It shows the negative loadings of the items 23 und 54 on factor 2 (Preservation) and of item 7 on factor 1 (Utilisation). The component correlation is negative with $r = -.20$.

Altogether the two factor structure found for pupils could be retrieved for pre- and in-service teachers even if the communalities of some items were smaller than those in the study of Bogner and Wiseman (2006), where all factor loadings but one were higher than .50 and though some items switched with appropriate loading to the complement factor.

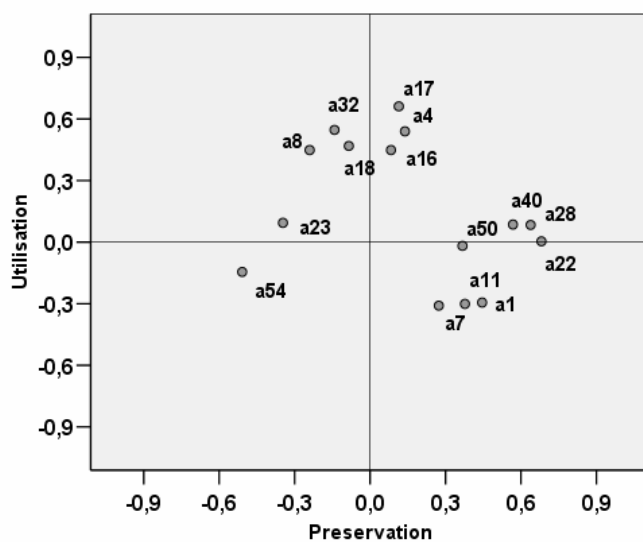


Figure 1: *Diagram of the two components after oblique rotation.*

The slightly different pattern reasons either in the item reduction (from 20 to 15 items) or in different sample characteristics (adults instead of school children). To test the possible impact of item reduction, we reused the adolescent data set of an earlier study (Oerke and Bogner, submitted for publication) to reappraise the two component solution (still with PCA and oblique rotation) using only the 14 (identical or very similar) items applied in the present study. The results for pupils with the reduced item sample are similar to those observed in the adult sample (no table in this paper): the two factors were retrieved with generally higher factor loadings (10 items $>.50$) and communalities (all items $>.20$) than for the adult sample. However, also for pupils, two items had similar-sized cross-loadings (between .41 and .45) but with appropriate sign, and two

Utilisation items switched, also with appropriate sign, to the Preservation factor. Thus, the most important deviation seems to be caused by item reduction.

3.2 Descriptive statistics

The mean of Bartlett factor scores is 0 by default with a standard deviation of 1.00. Because Utilisation is right-skewed, the median of its factor scores is negative ($Q_2 = -0.13$; $Q_1 = -0.75$; $Q_3 = 0.53$) and the median of the left-skewed Preservation is positive ($Q_2 = 0.23$; $Q_1 = -0.54$; $Q_3 = 0.71$). Table 1 shows high acceptance of almost all Preservation items with item means between 3 and 4 (4 = I agree), and a scale mean of $M = 3.46$ ($SD = 0.36$), as well as low acceptance of Utilisation items with item means between 1 and 2 (I don't agree) and a scale mean of $M = 1.58$ ($SD = 0.39$). The clearest refuse was found for item 16 (*Our planet has unlimited resources*) with a mean of 1.06 and a very low standard deviation. The clearest approval obtained the item 1 (*We must set aside areas for endangered species*) with $M = 3.81$ ($SD = 0.41$). The greatest variance of U-items was found for item 18 (*Human beings are more important than other creatures*) with $SD = 0.97$, the greatest P-item variance for item 11 (*Dirty industrial smoke from chimneys makes me angry*) with $SD = 1.03$. Further analysis will be done with factor scores in which items with high factor loadings get high weights and items with lower loadings receive lower weights.

3.3 Gender and age

3.3.1 Gender

Gender had a highly significant effect on Utilisation factor scores ($Z = -5.13$, $p < .001$): Males had higher U- scores (Med = 0.17, $Q_1 = -0.34$, $Q_3 = 1.00$) than females did (Med = -0.31, $Q_1 = -0.86$, $Q_3 = 0.36$). Figure 2 illustrates the moderate effect with a median difference of -0.48.

The Preservation score difference of 0.16, with higher values for females, was not significant ($Q_{1Fem} = -0.44$, $Q_{3Fem} = 0.72$; $Q_{1Male} = -0.63$, $Q_{3Male} = 0.71$).

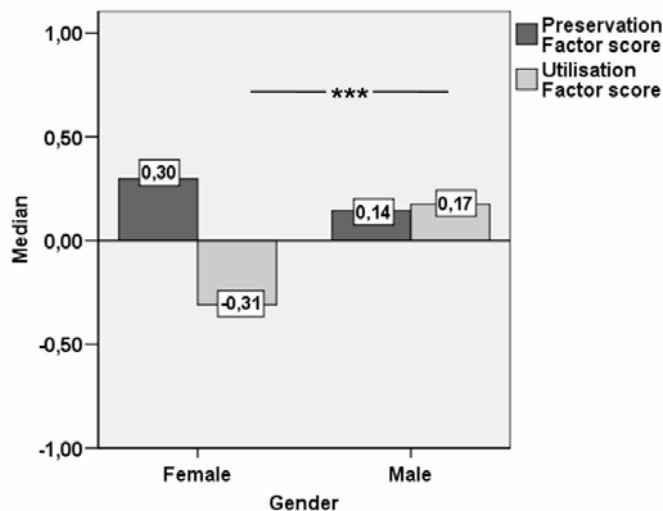


Figure 2: Medians of Preservation and Utilisation factor scores for females and males.

*** $p < .001$

3.3.2 Age

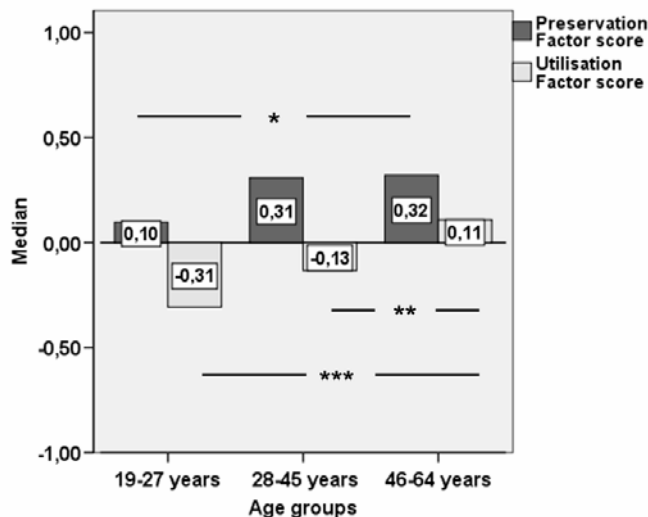
A small positive correlation was found between age and Preservation (Spearman-Rho = .15, $p = .004$) as well as between age and Utilisation (Spearman-Rho = .17, $p = .001$, $n = 361$). Separating pre-service and in-service teachers revealed that a significant correlation only between age and Utilisation just in the case of teachers (Rho = .19, $p = .007$) as well as between age and Preservation just for students (Rho = .18, $p = .022$). Thus, there may be not a continuous association with age but a cohort effect based on collective early experiences, specific for the era a person has lived in.

To test a potential cohort effect on environmental values, the sample was departed into three sub-groups. For the first sub-group containing most of the students and thus about 50% of the total sample, a cut-off value was set at the age of 27 years. All member of this group were born in the eighties of the last century. The remaining 186 participants were divided into two similar-sized groups: The middle-aged group was born in the sixties and seventies (up to 45 years old) and the senior group was born in the forties and fifties of the last century (up to 64 years old). Table 3 shows the descriptive statistics of the three sub-groups.

Table 3: *Sub-groups split for age, with sub-sample number, year of birth and mean.*

Group	N	Year of birth	Range (years)	Mean age (SD)	Preservation Q ₁ / Q ₃	Utilisation Q ₁ / Q ₃
1 Juniors	179	ca. 1980 – 1987	19 – 26 (8 years)	22.62 (1.91)	-0.58/ +0.67	-0.82/ +0.45
2 Middle-aged	93	1961 – 1979	27 – 45 (18 years)	36.12 (4.99)	-0.46/ +0.70	-0.88/ +0.39
3 Seniors	93	1942 - 1960	46 – 64 (18 years)	54.29 (4.34)	-0.36/ 0.92	-0.50/ +1.09

In accordance with correlation analysis, the Preservation and Utilisation medians of the three sub-groups (figure 3) increased with increasing age. Two Kruskal-Wallis tests revealed that both tendencies were significant, for Utilisation more explicit ($\chi^2 = 13.57$, $p = .001$) than for Preservation ($\chi^2 = 6.02$, $p = .049$). Follow-up U- tests display significant differences between group 1 (juniors) and group 3 (seniors) for both, Preservation scores ($Z = -2.35$, $p = .019$) and Utilisation scores ($Z = -3.52$, $p < .001$). The Utilisation difference between the seniors and the middle-aged is also significant ($Z = -2.92$, $p = .004$)²

**Figure 3:** *Median of Preservation and Utilisation scores for three different age groups*

* $p < .05$, ** $p < .01$ *** $p < .001$

² A Holm correction for the accumulation of alpha level does not change the results.

Thus, the Utilisation scores of the teachers older than 46 (seniors) are higher compared to the scores of both younger groups ($\Delta \text{Med} = .24$, $\Delta \text{Med} = .44$). Additionally, the seniors' Preservation scores are also higher than the scores of the juniors ($\Delta \text{Med} = .22$).

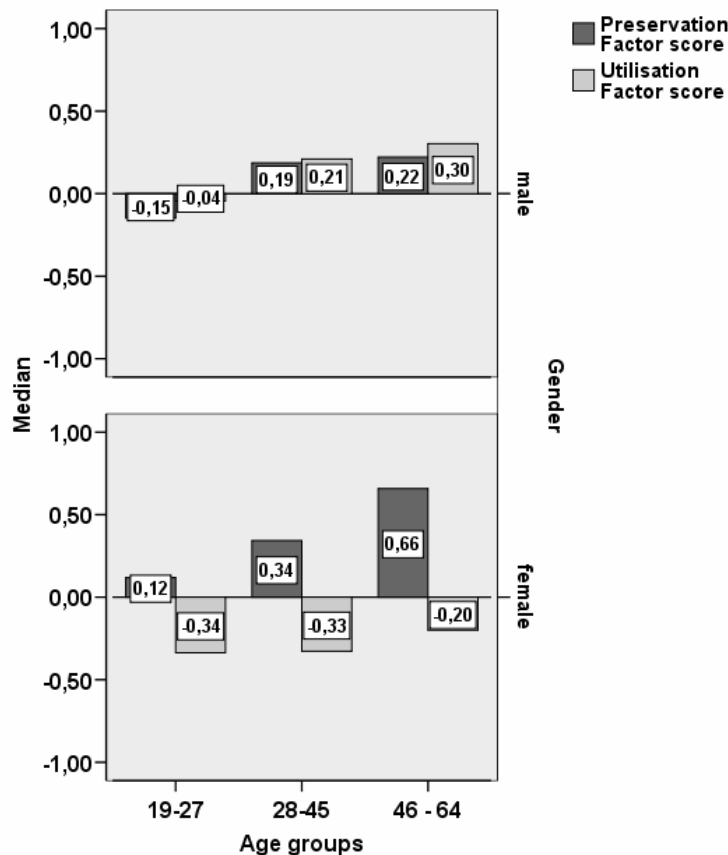


Figure 4: *Utilisation and Preservation factor scores split for age groups and gender: 19-27 years ($n_{\text{males}} = 28$, $n_{\text{females}} = 151$), 28-45 years ($n_{\text{males}} = 30$, $n_{\text{females}} = 63$), 46 – 64 years ($n_{\text{males}} = 55$, $n_{\text{females}} = 38$).*

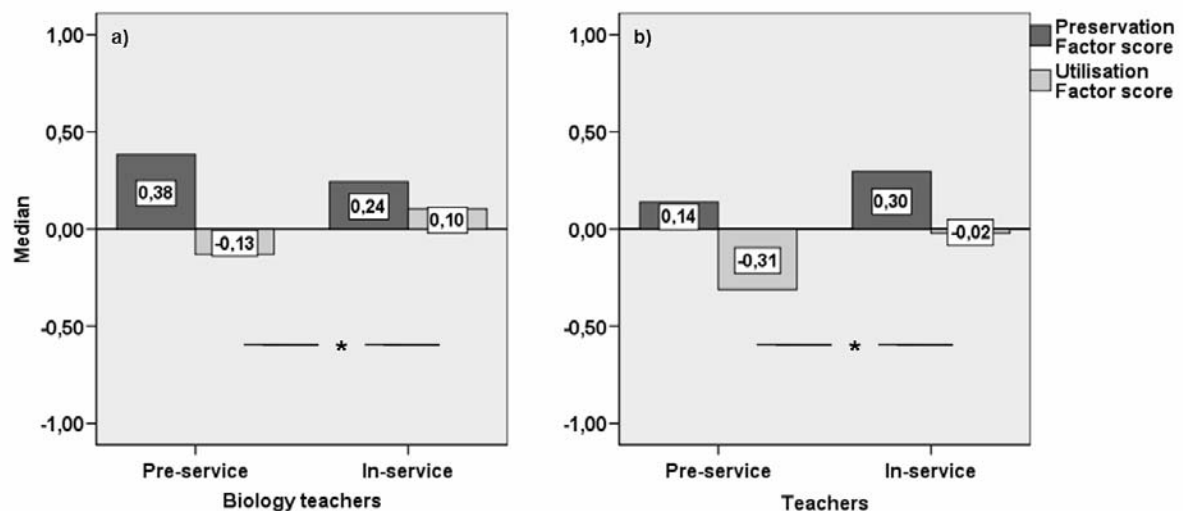
Figure 4 shows the environmental value scores split for age groups and additionally for gender. It illustrates that for both, males and females, U and P scores increase with increasing age. However, the non-parametric correlation between Preservation and age is significant only for women ($r = .23$, $p < .01$, $n = 252$), the median difference between the oldest and the youngest female group being 0.54. The correlation between U and age is significant only for the whole group (see above) – this could be caused by the smaller number of males in the two sub-groups. Additionally, the figure shows a much higher gender difference for P-scores in the oldest sub-group ($\Delta \text{Med} = .44$) than in the total sample ($\Delta \text{Med} = .16$). Indeed, the former difference, tested in a U-test, is significant ($p = .007$, $Z = -2.70$, $n = 91$).

3.4 Education and subject

Several tests were done to characterize environmental values of specialist subject teachers for Biology compared to non-specialists (students, German language teachers, primary school teachers)

3.4.1 Pre-service teachers vs. in-service teachers

Firstly, Preservation and Utilisation scores of Biology in-service secondary school teachers were compared to Biology pre-service teachers (students). The latter had significantly lower Utilisation scores than Biology teachers. Although the median difference was rather small with 0.23 (Figure 5a), the quartiles 1 and 3 are much higher for in-service teachers (see table 4a). The small difference of P-scores ($\Delta \text{Med} = 0.14$) was not significant.



Figures 5a and 5b: *Preservation and Utilisation factor scores of pre-service teachers (students) and in-service teachers for a) Biology secondary school and b) the whole sample.*

However, is the Utilisation difference typical for specialist subject teachers of Biology? Or does the figure illustrate the general tendency for students to have lower Utilisation scores than teachers? Figure 5b supports this hypothesis: For the whole sample with all kinds of teachers ($n = 365$), the Utilisation difference between pre- and in-service teachers was likewise significant ($Z = -2.32$, $p = .021$). Again, the Preservation difference of $\Delta \text{Med} = 0.16$ did not pass significance level.

Table 4: *Quartiles 1 and 3 for pre- and in-service teachers a) for secondary school Biology and b) for the whole sample with all kinds of teachers; sub-groups with significantly higher scores are bold.*

	Sub-groups	Utilisation Q ₁ / Q ₃	Preservation Q ₁ / Q ₃
a) Biology teachers	Pre-service	-0.86/ 0.44	-0.39/ 0.68
	In-service	-0.38/ 1.25	-0.56/ 0.80
b) All teachers	Pre-service	-0.83/ 0.42	-0.56/ 0.68
	In-service	-0.66/ 0.65	-0.45/ 0.82

3.4.2 Secondary school: Biology vs. German language

The median of Preservation scores for Biology students (0.38) was high compared to the score of the total student sample (0.14) in figure 5. To test the impact of the school subject, we compared Biology secondary school pre- and in-service teachers ($n = 108$) with German language pre- and in-service secondary school teachers ($n = 131$). Primary school teachers were not included, because their Biology education is less intensive than that of secondary school teachers.

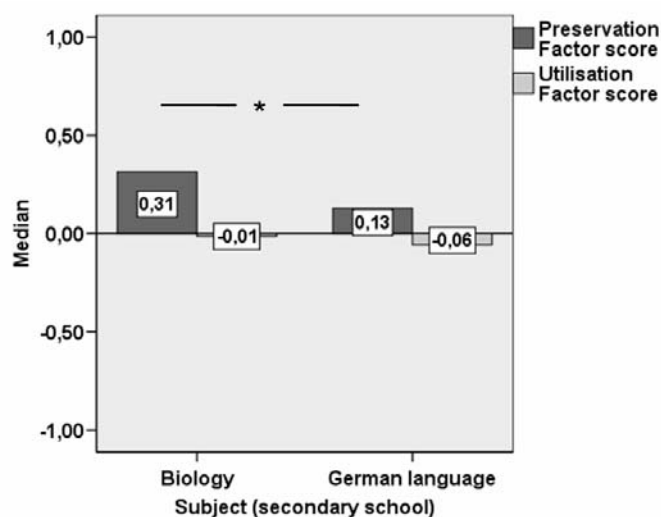


Figure 6: *Preservation and Utilisation factor scores for the subgroups of secondary school Biology and German language, both pre- and in-service teachers. * $p < .05$*

Indeed did pre- and in-service teachers for Biology showed significantly higher P-scores than those for German language ($Z = -2.13$, $p = .033$), even if the effect is rather small ($\Delta \text{Med} = 0.18$). The quartiles are shown in table 5a. No difference occurred for U-scores.

Table 5: *Quartiles 1 and 3 for a) secondary school pre- and in-service teachers (Biology compared with German language) and b) for primary school compared to secondary school pre- and in-service teachers. Sub-groups with significantly higher scores are bold.*

Sub-groups		Utilisation Q ₁ / Q ₃	Preservation Q ₁ / Q ₃
a) Secondary school	Biology	-0.46/ 0.87	-0.41/ 0.75
	German language	-0.71/ 0.75	-0.60/ 0.61
b) Primary school	Primary school	-0.92/ 0.32	-0.50/ 0.88

3.4.3 Primary school vs. secondary school

Last but not least, pre- and in-service teachers for primary school were compared to those for Biology secondary school. Primary school Utilisation scores were significantly smaller ($\Delta \text{Med} = 0.34$) than Biology secondary school Utilisation scores (Figure 7: $Z = -3.76$, $p < .001$, quartiles in table 5b). Both groups did not differ in Preservation scores.

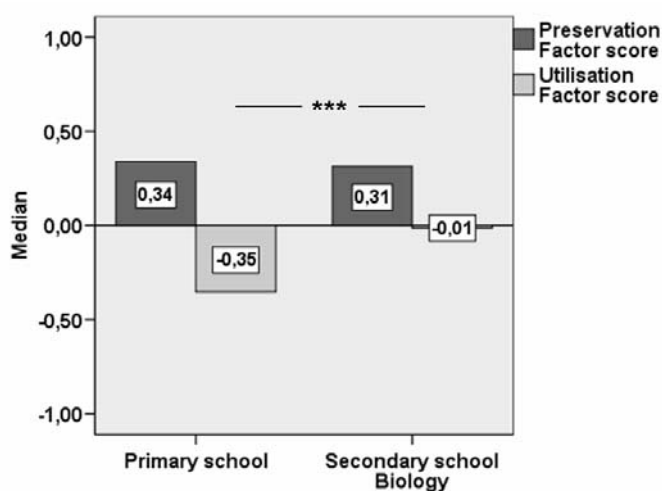


Figure 7: *Preservation and Utilisation factor scores for the subgroups of secondary school Biology compared to primary school.*

4 Discussion

One important aim of this study was to test, whether a two-dimensional model of ecological values could be found for adults as it was found for pupils. Indeed, the model was confirmed, although with a few shortcomings: double loadings and loadings with correct sign but on the complement factor (three items) can be explained by the reduced number of items (15 instead of 20), the reanalysis of pupils' data from a previous study showing similar weaknesses.

Remaining lower factor loadings and communalities in the adult sample may in part be due to minor changes in item formulation, but may also be a hint that the factors P and U are optimally represented in adults by other items than in pupils. For example, was the variance of the item 16 extremely reduced in the adult sample ($M = 1.06$, $SD = 0.35$): a great majority strictly opposed the claim of limitless resources, whereas in the pupil sample the variance was much higher ($M = 2.27$, $SD = 1.11$). Further differed the answer format in this study (a 4-point scale) from that in pupil studies (a 5-point scale) to force a decision of the subjects. However, it was shown, that a reduction of scale divisions may also diminish factor loadings and communalities (Martin, Fruchter & Mathis, 1974).

Additionally, pre- and in-service teachers constitute a relatively specific and homogeneous sub-group as for example was shown in a study about the social background and attitudes of primary school teachers in Germany (Schumacher, 1999): A liberal and intellectual milieu was characterised as predominant, supporting amongst others openness and share of responsibility and shaping. Thus, teachers in general may compose a sub-group with higher ecological values than the public at large. Indeed, the sample accepts to a high degree the Preservation values ($M = 3.46$), and rather does not accept the Utilisation values ($M = 1.58$). Both scale means show low variance (smaller than 0.40). Thus, a generalisation to other groups of the population is not possible.

4.1 Association of socio-demographic variables with Environmental Attitudes

Which impact factors were found and did they differ for both scales? The Utilisation factor scores were generally lower in females and younger persons, also in primary school pre- and in-service teachers. Preservation factor scores were also lower in younger persons and, for the senior group, higher in females. Additionally, the school

subject Biology was a predictor for higher Preservation scores compared to the subject German language. Thus, both scales are distinct from each other concerning the impact of socio-economic variables.

4.1.1 Gender and age

The gender differences in our sample followed our expectations, women showing a lower U- score than men. Preservation scores of women were significantly higher only in the age group over 45 years. This is in line with Stern, Dietz, Kalof et al. (1995) who reported stronger biospheric-altruistic values and higher awareness of consequences to the biosphere of environmental problems in females. Low Utilisation scores also imply some awareness of nature endangerment by humans, which is also compatible with Stern and colleagues. Thus, in line with Blaikie (1992), the gender difference was larger in the senior group, born in the forties and fifties than in juniors.

The differences between age groups may be explained by three different hypotheses. (a) The “aging” hypothesis claims that younger people, being less integrated in the existing social order, are more ready to accept legal or life style changes that are supposed to stop environmental deterioration (Blaikie, 1992; Fransson and Gärling, 1999). (b) The “cohort” hypothesis assumes that people of the same generation have undergone similar early socialisation and formative experiences, e.g. the time of the early environmental movement in the 70ies, forming similar beliefs about environmental issues. (c) The “period” hypothesis claims that both, aging and cohort processes can be over-ridden by adaptations to changing circumstances, e.g. changing publicity about the consequences of environmental change for humans and the biosphere (Stern et al., 1993).

First of all, there are hints to a period effect (c): All three age groups agree with the Preservation scale, the general item mean averaging at about 3.5, and do slightly disagree with Utilisation, the item mean scoring about 1.6. In some items there is almost no variance, e.g. that of the resource problem or that of necessity of conservation. The low variance may be a consequence of the specificity of our selected sample (only pre- and in-service teachers, see 4.1), but changing in public awareness of environmental issues is also a probable interpretation. Nowadays, in Germany, a very high awareness e.g., of problems related to climate change is given, as reported by Kuckartz, Rheingans-Heintze and Rädiker (2006).

Furthermore, there are some hints supporting the cohort hypothesis: We found a tendency of both, Preservation values and Utilisation values to decrease with decreasing

age. The senior group, born in the forties and fifties, thus presenting the youth or young adults in the 60s and 70s - in Blaikie's study (1992) peaking in some sub-scales and in the female sub-sample - also scored highest in Preservation in our investigation (significantly compared to the juniors). Indeed as shown in figure 4, this is mainly due to very high female scores.

On the other hand, this group scores highest in Utilisation, compared as well to the middle-aged as to the young. Our middle-aged, born in the sixties and seventies, – thus, in part including Blaikie's younger cohort showing the highest level of environmental awareness - scores similar (not significantly different from) to the older ones in Preservation but significantly lower in Utilisation. An Utilisation item analysis (not reported here) revealed for older persons to accept *to a higher degree than younger ones* human dominance, human right to change nature and human ability to solve environmental problems – which is in line with Blaikie (1992) who found the 25 to 34 year olds to be most sensible to human use of nature. Our middle-aged and junior persons deny more clearly than the seniors do that humans were more important than other creatures.

This additional loss of trust in human predominance, occurring between the old and both younger groups, may in part present an aging effect. However, in part it might indicate that values, formed by the environmental movement in the seventies and eighties, had a stronger impact on following generations than on the generation who developed it. The latter grew up with new global environmental problems in the 80s and 90s, seemingly difficult to be solved like the reduction of the ozone layer or climate change. This, however, is not consistent with the study of Kuckartz et al. (2006), where the greatest concern about the endangerment by climate change is shown by older persons (40 to 69 years old). An alternative interpretation for high Preservation scores in the elder persons is social desirable responding that was found to increase with increasing age by some researchers (e. g., Ray and Lovejoy, 2003).

How can we explain that the pre- and in-service teachers of 27 years and less show a less anthropocentric view, but at the same time in some aspects also detail lower care and interest about nature than the older groups? Some surveys about the attitudes of teenagers to nature done in the late 1990s and early 2000s by Brämer (2006) may give a hint: He describes several seemingly not compatible phenomena in the adolescents of the last decade. He described them as highly valuing nature as something to be conserved and vulnerable combined with deprecation of economic usage of nature, without understanding for the idea of sustainability. On the other hand, he found *nature*

distance: low interest, lack of knowledge about nature and natural products and, although nature was accessible to most, only little time spent in nature beyond the view of nature as scenery e.g., for sports. Media, in contrast, have become very important in their lives. Here we find the tendency of reprobation of nature usage and low interest in nature on the other hand.

4.1.2 School subject matter and major

The impact of teaching subject and school profile was another important variable: The decline of Preservation in young people was *not* found for Biology students. Comparing Biology pre- and in-service teachers, we do not find a decline in the scores. Selection as explanation is plausible, as Biology pre- and in-service teachers generally show higher P-scores than pre- and in-service teachers of German language. The latter result is consistent with those reported by Pettus, Frary and Teates (1978), comparing science and social studies teachers' attitudes toward environmental issues.

That Biology teachers do *not* show higher P-scores compared to Biology students is to be said against a potential impact of Biology studies on attitudes. Instead, Biology in-service teachers have higher Utilisation scores - a result being also found in the whole pre- and in-service teacher sample, and thus, being very probably a consequence of the age effect (teachers as the older persons showing higher Utilisation scores than students) and additionally of gender effect, because the portion of males is higher in teachers (43%) than in students (17%). Similarly, score pre- and in-service teachers for primary school lower in Utilisation than those for Biology secondary school – being probably to a high degree an effect of gender: More than 90% in primary school teaching are females compared to only 50% females for Biology secondary school.

Altogether, the impact of school subject or major (0.18) was rather small compared to that of gender and age.

4.2 Outlook

Pre- and in-service teachers to a high degree show pro-environmental attitudes reflecting enjoyment and conservation of nature on the one hand and awareness of the endangerment of nature by human activities on the other hand. The two factors Preservation and Utilisation were retrieved. However, to measure the factors adequately in future, the full scales developed by Bogner and Wiseman (2006) should be applied,

for item reduction brings problems e.g., with double loadings. Still, it may be necessary to exclude some items showing almost no variance and include new ones, if the scale is to be applied to teachers.

For adults, as for pupils, we found a low negative correlation for the two factors. Milfont and Duckitt (2004) claimed that a bi-dimensional model was consistent with the sustainability debate: We have to find a balance between usage and conservation of nature. Especially Biology secondary school and primary school teachers have to develop pupils' understanding of environmental problems and of a sustainable resource usage. On the other hand, they need to be careful, not to make nature something forbidden – because it seems so fragile – and boring due to lots of admonitions and because it is connected with being instructed as Brämer (2006) has educators consider.

Especially young persons and females, presenting the major part of primary school teachers, reject an anthropocentric view on nature as an object to be utilised by humans. It is not clear, however, if and how utilisation values are related to sustainable use of nature. Gagnon Thompson and Barton (1994) did not find any significant relationship between anthropocentrism and ecological behaviour (self-reported and observed) however, they did find a positive one between ecological behaviour and ecocentrism.

We do not know the meaning of an anthropocentric view for teaching environmental education. It would be interesting to learn about the impact of the Utilisation values on teachers' ability to help pupils developing a view on nature not only respectful but also realistic and not separated from own life style, as is still exemplified through the average adults' own lives.

References

- Blaikie, N. W. H. (1992). The nature and origins of ecological world views: An Australian study. *Social Science Quarterly*, 73(1), 144-165.
- Blocker, T. J., & Eckberg, D. L. (1989). Environmental issues as women's issues: General concerns and local hazards. *Social Science Quarterly*, 70(3), 586-593.
- Bogner, F. X., & Wiseman, M. (1997). Environmental perspectives of Danish and Bavarian pupils: towards a methodological framework. *Scandinavian Journal of Educational Research*, 41(1), 53-71.
- Bogner, F. X., & Wiseman, M. (1998). Environmental perception of Swiss and Bavarian pupils: An empirical evaluation. *Schweizer Zeitschrift für Soziologie/ Swiss Journal of Sociology*, 24(3), 547-566.
- Bogner, F. X., & Wiseman, M. (1999). Towards measuring adolescent environmental perception. *European Psychologist*, 4, 139-151.
- Bogner, F. X., & Wiseman, M. (2002). Environmental perception of French and some Western European secondary school students. *European Journal of Psychology of Education*, 17, 3-18.
- Bogner, F. X., & Wiseman, M. (2004). Outdoor Ecology Education and Pupils' Environmental Perception in Preservation and Utilisation. *Science Education International*, 15(1), 27-48.
- Bogner, F. X., & Wiseman, M. (2006). Adolescent's attitudes towards nature and environment: Quantifying the 2-MEV model. *Environmentalist*, 26, 231-237.
- Brämer, R. (2006). *Natur obskur - Wie Jugendliche heute Natur erfahren [Nature obscure - How today's adolescents experience nature]*. München: oekom verlag.
- Bundesamt, S. (2006). Fast zwei Drittel der Lehrkräfte sind Frauen *Pressemitteilung* (Vol. 416). Wiesbaden: © Statistisches Bundesamt, Pressestelle
- Dunlap, R. E., & Van Liere, K. D. (1978). The "New Environmental Paradigm": A proposed measuring instrument and preliminary results. *Journal of Environmental Education*, 9, 10-19.
- Dunlap, R. E., Van Liere, K. D., Mertig, A. G., & Jones, R. E. (2000). Measuring endorsement of the New Ecological Paradigm: A revised NEP scale. *Journal of Social Issues*, 56(3), 425-442.
- Eagly, A. H., & Chaiken, S. (1993). The nature of attitudes. In *The psychology of attitudes* (pp. 1-21). Fort Worth: Harcourt Brace Jovanovich.

- Ewert, A., & Baker, D. (2001). Standing for where you sit: An exploratory analysis of the relationship between academics major and environment beliefs. *Environment and Behavior*, 33(5), 687-707.
- Fransson, N., & Gärling, T. (1999). Environmental concern: Conceptual definitions, measurement methods, and research findings. *Journal of Environmental Psychology*, 19, 369-382.
- Gagnon-Thompson, S. C., & Barton, M. A. (1994). Ecocentric and anthropocentric attitudes toward the environment. *Journal of Environmental Psychology*, 14(2), 149-157.
- Howell, S. E., & Laska, S. B. (1992). The changing face of the environmental coalition: A research note. *Environment and Behavior*, 24(1), 134 -144.
- Kuckartz, U., Rheingans- Heintze, A., & Rädiker, S. (2007). Klimawandel aus der Sicht der deutschen Bevölkerung [Climate change from the view of the German population] [Electronic Version]. *Umweltbewusstsein in Deutschland*, 2007 from <http://www.umweltbewusstsein.de/ub/deutsch/2006>.
- Martin, W. S., Fruchter, B., & Mathis, W. J. (1974). An investigation of the effect of the number of scale intervals on Principle Component Factor Analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 34(3), 537-545.
- Milfont, T. L., & Duckitt, J. (2004). The structure of environmental attitudes: A first- and second-order confirmatory factor analysis. *Journal of Environmental Psychology*, 24, 289-303.
- Mohai, P., & Twight, B. W. (1987). Age and environmentalism: An elaboration of the Buttel model using national survey evidence. *Social Science Quarterly*, 68(4), 798-815.
- Olofsson, A., & Öhman, S. (2006). General beliefs and environmental concern: transatlantic comparisons. *Environment and Behavior*, 38(6), 768-790.
- Pettus, A. M., Frary, R. B., & Teates, T. G. (1978). The attitudes of science and social studies teachers toward environmental issues. *Journal of Research in Science Teaching*, 15(5), 367-372.
- Ray, J. J., & Lovejoy, F. H. (2003). Age-related social desirability responding among Australian women. *The Journal of Social Psychology*, 143(5), 669-671.
- Schultz, P. W., Shriver, C., Tabanico, J. J., & Khazian, A. M. (2004). Implicit connections with nature. *Journal of Environmental Psychology*, 24(1), 31-42.

- Schumacher, E. (1999). Widersprüche - Selbsttäuschungen - Flexibilität? (Inconsistencies - self-deceptions - flexibility?). *Pädagogik*, 9, 36-40.
- Schwartz, S. H. (1994). Are there universal aspects in the structure and contents of human values? . *Journal of Social Issues*, 50, 19-45.
- Stern, P. C., Dietz, T., & Guagnano, G. A. (1995). The New Ecological Paradigm in social-psychological context. *Environment and Behavior*, 27(6), 723-743.
- Stern, P. C., Dietz, T., & Kalof, L. (1993). Value orientations, gender, and environmental concern. *Environment and Behavior*, 25(3), 322-348.
- Stern, P. C., Dietz, T., Kalof, L., & Guagnano, G. A. (1995). Values, beliefs, and proenvironmental action: Attitude formation toward emergent attitude objects. *Journal of Applied Social Psychology*, 25(18), 1611-1636.
- Van Liere, K. D., & Dunlap, R. E. (1980). Social bases of environmental concern: A review of hypotheses, explanations and empirical evidence. *Public Opinion Quarterly*, 44(181-197).
- Van Liere, K. D., & Dunlap, R. E. (1981). Environmental concern: does it make a difference how it's measured?. *Environment and Behavior*, 13(6), 651-676.
- Wiseman, M., & Bogner, F. X. (2003). A higher-order model of ecological values and its relationship to personality. *Personality and Individual Differences*, 34, 783-794.

7.2 Teilarbeit B

B

Florian G. Kaiser, Britta Oerke, & Franz X. Bogner, F. X. (2007).

Behavior-based environmental attitude: Development of an instrument for adolescents.

Journal of Environmental Psychology 27, 242-251.

Behavior-based environmental attitude: Development of an instrument for adolescents

Florian G. Kaiser^{a,*}, Britta Oerke^b, Franz X. Bogner^b

^a*Technology Management (IPO 1.22), Eindhoven University of Technology, P.O. Box 513, NL-5600 MB Eindhoven, The Netherlands*

^b*University of Bayreuth, Germany*

Available online 4 July 2007

Abstract

Due to the omnipresent attitude–behavior gap, conservation psychologists have ceased to believe that attitudes are traceable from people’s behavioral records. In contrast to this conventional wisdom and to the current state of the art in attitude measurement, we developed a behavior-based attitude scale for adolescents, which is based on people’s recall of their past behavior. Using a cross-sectional survey of 928 students, we found that people’s environmental attitude can be reliably derived from self-reported conservation behaviors by employing Rasch-type models. Our new attitude measure substantially overlaps with two previously established, conventional environmental attitude scales. Technically, behavior-based environmental attitude represents as much an attitude measure as it does a measure for people’s goal-directed conservation behavior.

© 2007 Elsevier Ltd. All rights reserved.

Keywords: Attitude measurement; Adolescent attitudes; Environmental attitudes; Conservation (ecological behavior); Item response theory

1. Introduction

In psychology, we have come to believe that an individual’s personal evaluations are more revealing of the person’s attitude than what he or she does or claims to do (e.g., Eagly & Chaiken, 1993).¹ Fueled by recurrent

findings that seem to substantiate an inconsistency between evaluative statements, one’s attitudes, and his or her self-reported and observed behavior (e.g., Wicker, 1969),² psychologists have ceased to believe in Campbell’s (1963) notion of “acquired behavioral dispositions,” which involves attitudes to be *traceable from* people’s behavioral records. If attitudes are, as Campbell claims, obvious in what people do, this necessarily requires attitude and behavior to be highly consistent.

Although repeatedly criticized by methodologists as a method-related and, thus, pseudo-gap (e.g., Campbell, 1963; Dawes & Smith, 1985), the notorious attitude–behavior

*Corresponding author. Tel.: +31 40 2474751; fax: +31 40 2449875.

E-mail address: f.g.kaiser@tue.nl (F.G. Kaiser).

¹In their definition of attitudes, Eagly and Chaiken (1993) stress the fact that attitudes are “expressed by evaluating a particular entity with some degree of favor or disfavor” and that “evaluating refers to all classes of evaluative responding, whether ... cognitive, affective, or behavioral” (p. 1). Note that in Eagly and Chaiken’s conception, behavior is attitude-relevant as an “evaluative behavioral response,” for example, when a person circulates a petition *opposing* the construction of a nuclear power plant or writes a letter to a legislative representative *in support* of the plant construction (cf. 1993, p. 12). By contrast, in our conception, behavior is attitude-relevant *without* an explicit or an unambiguous evaluative component, such as a recognizable positive or an apparent negative response toward an attitude object. By “behavior,” we mean any objectively identifiable activity, which can unequivocally be described by an impartial observer (for example, see Table 1). Its evaluative significance can even be an issue of debate when, for example, reasonable people disagree on whether a particular action is advantageous for the environment or not.

²With the term “behavior,” we refer to objectively identifiable “nonverbal behavior outside the situation in which attitudes were measured” (Wicker, 1969, p. 42). Concurring with Wicker, we also refer to behavior that is real and observable beyond a given scientific method of investigation—in opposition to behavior that is observable exclusively in psychological studies. Note that this definition of behavior is not meant to distinguish overt from self-reported behavior, otherwise “willingness to have pictures taken” or “commitment to participate” would not have been behavioral criteria in Wicker’s own research. Thus, the attitude–behavior gap is situated between verbal evaluative statements and any form of valid behavioral record, involving self-reports and observed actions (see also e.g., Fishbein & Ajzen, 1974).

inconsistency continues to be psychology's and, correspondingly, conservation psychology's conventional wisdom (e.g., Vining & Ebreo, 2002). Unsurprisingly, evaluative statements, such as a behavior's subjective utilities and costs, are regularly employed in the assessment of people's attitudes, which in turn are used to predict people's behavioral responses (cf. Ajzen, 1991). By employing such a planned behavior framework in the conservation domain, Kaiser and colleagues found evaluative statements to account for behavior with an accuracy of about 70–80% (e.g., Kaiser, Hübner, & Bogner, 2005; Kaiser, Schultz, & Scheuthle, 2007). In opposition to the state of the art, they adopted a special kind of behavior criterion, which we believe can also be used as a behavior-based attitude measure.

In this paper, we extend previous research in three directions. First, we develop an environmental attitude scale for adolescents exclusively based on behavioral self-reports, employing Kaiser and colleagues' goal-directed behavior approach (e.g., Kaiser, 2004; Kaiser & Wilson, 2004), which is fully based on people's recall of the conservation behaviors they engage in. To our knowledge, no such measure is presently available. Second, we examine whether our new behavior-based measure shares substantial amounts of variance with a conventional environmental attitude instrument for adolescents—based on evaluative statements—consisting of two scales: Preservation and Utilization (e.g., Bogner & Wiseman, 1999; Wiseman & Bogner, 2003). Third, since behavior-based attitude is necessarily a composite of various behavioral responses and since conservation behaviors are, traditionally, regarded as falling on several dimensions (e.g., Gatersleben, Steg, & Vlek, 2002), we explore whether a more parsimonious one-dimensional model would be empirically feasible regardless of prior findings to the contrary.

2. Environmental attitude

Traditionally, the object of one's environmental attitude is either the natural environment itself, some aspects of it (such as air quality), or conservation behavior (e.g., recycling). While attitude toward behavior normally refers to research within planned behavior theory (e.g., Staats, 2003), attitude toward the environment is commonly related to a multiple component approach in which several attitude aspects are distinguished (for an overview see Dunlap & Jones, 2002). The former attitude tradition originates in Icek Ajzen's popular social psychological model (e.g., Ajzen, 1991). The latter, by contrast, can be traced back to research by Maloney and Ward (1973) in which the distinction was made between affective, intentional, and behavioral attitude components.

Schultz (2001) classifies environmental attitude using egoistic, biospheric, and altruistic concern. Each concern identifies a potential beneficiary of a more conservational, or a potential victim of a less conservational lifestyle:

oneself, the biosphere, or other people. In the so-called New Environmental (Ecological) Paradigm (Dunlap, Van Liere, Mertig, & Jones, 2000), we find a similar split between people's egoistic or utilitarian concerns, and their more altruistic (including biospheric) ones. Here, the decision to behave in a conservational manner is maximally reduced to a conflict between one's self-interest and that of others (the biosphere and other people). This is logically sensible, because environmental assets are a collective but limited good. Each person's consumption of those resources necessarily diminishes them at the expense of others, either people or the entire biosphere.

Milfont and Duckitt (2004) likewise concluded that the themes in most contemporary environmental attitude models form a two-dimensional space. This space represents either an egoistic/utilitarian or an altruistic-type of concern, which they call utilization and preservation in agreement with earlier research (e.g., Bogner & Wiseman, 1999; Wiseman & Bogner, 2003). Expectedly, preservation addresses a more or less selfless conserving and protecting of the natural environment (grounded in either altruistic or biospheric values). Utilization, by contrast, describes the use of the natural environment with oneself as the core beneficiary (i.e., grounded in self-interest and egoistic values). To our knowledge, Bogner and Wiseman's (1999) instrument is the only traditional attitude measure specifically designed for adolescents. Moreover, it is deliberately designed to assess environmental attitude in its two components: preservation and utilization.

3. Behavior-based environmental attitude

Conceptualizing environmental attitude as the behavioral means by which people implement these beliefs implies a *solid* link between a person's attitude and his or her behavior. Not surprisingly, an attitude-behavior gap seriously compromises any ambition to identify a person's attitude by means of behavior inspection. The core problem with behavior is that, for example, bike riding can superficially look the same regardless of what attitude the bike rider has; whether bike riding is used as a means (a) to stay healthy, (b) to save money, or (c) to act conservationally. Fortunately though, an individual attitude behind a specific behavior can be identified with a systematic inspection of a set of a person's behavioral responses theoretically implied by the particular attitude.

If a person holds a particular attitude object in high regard, for example the environment, we can expect this person to engage in all sorts of activities (conventionally recognized as environment-relevant). Such a composite of activities also implies that people can select from various behavioral alternatives to realize their individual level of environmental attitude, which leaves them with choices. Instead of running energy-efficient washing programs, people can abstain from using a dryer or focus more on what washing detergents they use. A person's appreciation for a certain attitude object is most obvious in the face of

increasingly demanding hurdles or progressively intolerable sacrifices (cf. Schultz & Oskamp, 1996). Necessarily, the more obstacles someone overcomes and the more effort a person expends along the way to implement his or her attitude, the more evident a person's commitment is to the particular cause. Why would someone suffer every morning on a bike through rain and snow, switch to a vegetarian diet, struggle with his or her kids to save warm water, and, at the same time, spend money on home insulation if one was not committed to environmental preservation? Likewise, when the tiniest difficulty or resistance is enough to stop a person from taking behavioral steps, the devotion to the attitude-implied goal must be rather low. When a person, for instance, admits to be environmentally oriented, but insists on car use or avoids recycling, he or she probably does not care about environmental preservation that much.

Furthermore, any behavior being performed, figuratively speaking, involves costs as it requires personal resources, such as time, money, or effort. If one's attitude level can be expressed by a variety of different acts, we can anticipate a *prudent* selection of the behavioral means to its manifestation. Naturally, people commonly prefer the more convenient, less socially sanctioned actions over the more complicated, strenuous, or pricey ones. Thus, we can assume that people favor less demanding actions over more demanding ones. This becomes tangible in the relative popularity of various conservation behaviors (i.e., the relative number of persons who act accordingly). This overall popularity of a behavior is, in turn, anticipated to be a function of two components: (a) people's disposition to act, their *environmental attitude*, and (b) the composition of all the figurative costs of a particular act. Kaiser and colleagues corroborated that the Rasch model can be used to describe this functional relationship (e.g., Kaiser, 1998; Kaiser & Wilson, 2000).

By using the Rasch model (named after the Danish mathematician Georg Rasch), Kaiser and Wilson (2004) describe the probability (technically the odds ratio) to engage in a specific behavior as the arithmetic *difference* between a person's attitude and the figurative costs (i.e., the difficulty) of a specific behavior. The classical Rasch model and, thus, the functional link between a person's disposition and his or her probability to engage in a specific behavior is mathematically depicted with the following formula (for more details see e.g., Bond & Fox, 2001):

$$\ln\left(\frac{p_{ki}}{1-p_{ki}}\right) = \theta_k - \delta_i$$

In this model, the natural logarithm of the odds ratio of the probability (p_{ki}) of person k 's engagement relative to the probability of nonengagement ($1-p_{ki}$) in a specific conservation behavior i is given by the difference between k 's disposition to act (i.e., his or her environmental attitude, θ_k) and the difficulty of behavior i (i.e., the composite of all the figurative costs of a behavior, δ_i). Note that in this mathematical formalization people are distin-

guishable with respect to their attitude levels, and behaviors are distinguishable by how difficult they are to realize. By applying the Rasch model and by systematically employing the difficulty-dependent order of the various conservation behaviors in its measurement, Kaiser and colleagues were additionally able to circumvent some well-known technical problems of traditional factor analytical approaches when involving behavior in a composite measure. The most prominent of these problems arises from the fact that behavior is notorious for its remarkable variability in difficulty. For example, it is rather unlikely people own solar panels, while it is very probable that they recycle glass (cf. Kaiser, Frick, & Stoll-Kleemann, 2001). Conventional factor analyses typically result in so-called difficulty factors when dealing with extremely different item difficulties (Ferguson, 1941; see also Bond & Fox, 2001).

4. Research goals

Our study aims to develop an environmental attitude instrument for adolescents that is exclusively based on behavioral self-reports. Since behavior-based environmental attitude necessarily is a composite of various behaviors, we empirically compared a one-dimensional measure against a six-dimensional one to explore whether the more parsimonious model would be empirically worse at predicting the data. Moreover, we validate our new behavior-based attitude scale with a traditional, well-established environmental attitude instrument for adolescents entirely based on evaluative statements.

5. Method

5.1. Participants and procedures

Late 2004 and early 2005, a convenience sample of nine secondary schools (three of medium and six of highest certification) was selected in Bavaria, Germany. The latter schools represented 69.1% of the students. Three schools were situated in municipalities with less than 25,000 residents, five in mid-sized towns (25,000–100,000 residents), and one school was located in a city with more than 100,000 residents. Questionnaires were distributed to the teachers, who had their classes fill in the surveys at their convenience. Of the questionnaires that were sent out, 928 (89.8%) were completed. The pupils' mean age was 13.3 (S.D. = 1.8, range: 9.5–18.3); 60.3% of the pupils were male. Overall, our sample cannot be regarded as representative. However, for the purpose of our research, that is scale development and the comparison of the strengths of relationships, representativity is less of an issue as long as the participants reflect a wide range of variability in the explored variables.

5.2. Measures

We calibrated three different instruments: (a) a traditional two-dimensional environmental attitude measure for adolescents previously established, (b) two novel Rasch-model-based instruments representing behavior-based environmental attitude, and (c) a set of distinct conventional conservation behavior scales. For the latter, we factor analyzed 33 of the 40 behavior items that we employed in the Rasch-scale calibrations.

Traditional environmental attitude consists of the two orthogonal preservation and utilization factors (e.g., Wiseman & Bogner, 2003). Preservation was derived from students' responses to eight items, such as "smoking chimneys make me angry, because they indicate pollution." Utilization was measured with 11 items, such as "only useful plants and animals deserve protection." All items involved a five-point Likert scale (1 = totally incorrect, 5 = totally correct). Conventional principal factors' extraction with varimax rotation confirmed the proposed two-factor solution. Overall, the two-factor model accounted for 39.1% of the common variance in the data; 26 (i.e., 15%) of the residuals exceeded a value of .05 (with only two above .10, yet still below .15). Both scales are in line with previous calibrations and reveal acceptable internal consistencies (Preservation $\alpha = .81$; Utilization $\alpha = .78$).

Behavior-based environmental attitude is a composite of 40 behavior items (see Table 1), of which 20 were adopted from Kaiser and Wilson (2004). The behaviors can be grouped into six domains: energy conservation, mobility and transportation, waste avoidance, recycling, consumerism, and vicarious behaviors toward conservation. In the questionnaire, there were no domain labels introduced, and we noncommittally referred to the behaviors as "a list of actions." Also, the behaviors were haphazardly arranged within blocks of items with identical response options.

Seven more routine or customary types of behaviors, such as refusing battery-operated appliances (item #17 in Table 1) were examined with a yes/no format (indicating either "ecological engagement" or "nonengagement"). Others ($n = 33$), such as buying certified organic foods (item #24), were later recoded from a polytomous response format to a dichotomous one by collapsing the responses "never," "seldom," and "occasionally" into negative responses (indicating "unreliable ecological engagement") and "often" and "always" into positive responses (indicating "reliable ecological engagement"). This recoding is in line with previous similar scale calibrations (e.g., Kaiser, 1998; Kaiser & Wilson, 2004). The measure had to be taken to make individual responses more predictable. In other words, participants were found to be inconsistent in using the more diverse response alternatives; what one person calls "seldom" is "occasionally" for another and what is "often" for one can be "always" for another (for a more detailed discussion, see Kaiser & Wilson, 2000). Of all items, 14 were negatively formulated. Negative responses

to negatively formulated items (i.e., unecological behaviors) were recoded as "ecological engagement" responses and vice versa. For all items, "I don't know" was a response alternative when an answer was not possible: such responses were treated as missing values. Of all behavior statements, 7.0% were found to be missing. Note that Rasch model calibrations and, thus, person score estimations can be achieved even with incomplete data records as this estimation is based on a maximum likelihood approach (for more details see e.g., Embretson & Reise, 2000).

Traditional conservation behavior was established with 33 of the 40 behaviors, which originally had a five-point response format, using exploratory factor analyses, which are based on Pearson correlations. This was done for two reasons: (a) to reflect the conventional way of calibrating a scale in this research tradition (e.g., Gatersleben et al., 2002), and (b) to avoid artificially reducing variance by means of dichotomization.

5.3. Statistical analysis

Analogous to Kaiser and Wilson (2004), we postulated a six-dimensional model and compared it to a one-dimensional solution by applying the multidimensional random coefficient multinomial logit (MRCML) model, being a multidimensional extension of the traditional Rasch model introduced by Adams, Wilson, and Wang (1997). Similar to a confirmatory factor analysis, the MRCML model allows us to test a specific, predicted item-factor network. In the current case, each item is assigned to only one dimension (called a domain in Table 1). Thus, multidimensionality solely exists on the concept level and not on the item level, equivalent to a simple structure in factor analysis. Except for the split into six dimensions, the model used is identical to the classical Rasch model.

6. Results

The present findings are reported in three sections. First, we compare the calibrations of the 40 conservation behaviors in Table 1 based on two Rasch-type models as a classical one-dimensional and as an MRCML-based six-dimensional attitude measure. Second, we calibrate 33 of the 40 behaviors of Table 1 as conventional conservation behavior measures by means of exploratory factor analyses. Third, we present data in support of our hypothesis that behavior-based attitude substantially shares information with traditional environmental attitude measures and considerably overlaps with conventionally composed conservation behavior scales.

6.1. Structure of behavior-based environmental attitude

General model fit was assessed based on the G^2 statistic, which is a log-likelihood statistic that is approximately

Table 1
Forty behavior items grouped into six domains

	Behaviors and domains	Rasch-model tests				Factor analysis				
		MS_{uni}		δ_{mult}	MS_{mult}	F1	F2	F3	F4	h^2
		δ_{uni}								
Energy conservation										
1	<i>After one day of use, my sweaters or trousers go into the laundry.</i>	-.32	1.09	-.33	1.06	—	—	—	—	—
2	<i>As the last person to leave a room, I switch off the lights.</i>	-2.01	.95	-2.01	.95	—	—	—	—	—
3	<i>I leave electrically powered appliances (TV, stereo, printer) on standby.</i>	-.04	1.04	-.04	1.03	—	—	—	—	—
4	<i>In the winter, I turn down the heat when I leave my room for more than 4 hours.</i>	.54	.98	.54	1.00	—	—	—	—	—
5	<i>In the winter, it is warm enough in my room to only wear a T-shirt.</i>	-.67	1.02	-.68	.96	*	*	*	*	*
6	<i>In hotels, I have the towels changed daily.</i>	-.34	1.05	-.34	1.00	*	*	*	*	*
Mobility and transportation										
7	<i>I ride a bicycle, take public transportation or walk to school.</i>	-1.88	1.12	-2.03	1.08	—	—	—	—	—
8	<i>I am driven around by car.</i>	.36	1.07	.40	1.02	-.04	.01	.48	.06	.23
9	<i>For short distances (within 15 minutes), I walk or ride a bike.</i>	-1.79	1.01	-1.93	1.00	.06	.02	.61	-.05	.38
Waste avoidance										
10	<i>I buy beverages in cans.</i>	-2.34	.95	-2.31	.97	—	—	—	—	—
11	<i>I buy beverages in returnable bottles.</i>	-1.19	1.04	-1.17	1.01	—	—	—	—	—
12	<i>If I am offered a plastic bag in a store, I take it.</i>	.88	1.12	.86	1.05	—	—	—	—	—
13	<i>On excursions, I take along beverages in single-use packages (e.g. Sunkist, Capri-Sonne).</i>	-.61	1.03	-.60	1.00	—	—	—	—	—
14	<i>I buy products in refillable packages.</i>	1.32	.96	1.31	.95	—	—	—	—	—
15	<i>At my parties, we use plastic silverware and paper cups.</i>	-.36	1.14	-.35	1.07	—	—	—	—	—
16	<i>I reuse my shopping bags.</i>	-2.51	1.00	-2.48	1.00	*	*	*	*	*
17	<i>I refrain from battery-operated appliances.</i>	3.26	.99	3.22	.94	*	*	*	*	*
Recycling										
18	<i>I collect and recycle used paper.</i>	.35	.96	.42	.97	-.04	.71	.02	.06	.53
19	<i>I bring empty glass bottles to a recycling bin.</i>	-.49	.90	-.56	.91	.05	.81	-.05	.03	.68
20	<i>I separate waste.</i>	-1.30	.92	-1.51	.94	.15	.43	.11	.01	.30
21	<i>I keep gift wrapping paper for reuse.</i>	1.27	.98	1.48	1.08	—	—	—	—	—

22	For making notes, I take paper that is already used on one side.	-.19	.96	-.22	1.03	—	—	—	—	—
23	<i>I put empty batteries in the garbage.</i>	-1.99	1.01	-2.30	1.14	*	*	*	*	*
Consumerism										
24	I buy certified organic foods.	1.49	.94	1.53	.93	-.03	.07	.02	.73	.55
25	I eat seasonal produce.	.39	.97	.40	.99	—	—	—	—	—
26	When shopping, I prefer products with eco-labels.	1.97	.90	2.02	.87	.38	.08	.04	.45	.56
27	<i>I kill insects with a chemical insecticide.</i>	-.92	1.05	-.95	1.05	—	—	—	—	—
28	<i>I eat in fast-food restaurants, such as McDonalds and Burger King.</i>	.22	.96	.22	.98	—	—	—	—	—
29	I use writing pads from recycled paper.	1.02	.95	1.05	.96	.29	.04	.15	.28	.30
30	<i>I prefer markers to crayons for drawing.</i>	-27	1.07	-29	1.11	—	—	—	—	—
31	<i>I order take-out pizza.</i>	.58	1.01	.60	1.04	—	—	—	—	—
Vicarious behaviors toward conservation										
32	I try to persuade my parents to buy an energy-efficient car.	2.20	.98	2.51	1.01	—	—	—	—	—
33	I have pointed out unecological behavior to someone.	1.62	.97	1.85	1.01	.49	.13	.03	.05	.34
34	I contribute financially to environmental organizations.	2.20	.95	2.50	.94	.47	.06	-.07	.22	.37
35	I ask my parents to buy seasonal produce.	1.23	.96	1.42	.98	—	—	—	—	—
36	I read books, publications, and other materials about environmental problems.	3.31	.97	3.71	.97	.77	-.02	.00	.01	.58
37	I learn about environmental issues in the media (newspapers, magazines, and TV).	2.33	.99	2.64	.98	.64	.06	.06	-.03	.44
38	I insist on holidays close to home.	2.76	1.04	3.11	1.09	—	—	—	—	—
39	I am a member of an environmental organization.	3.51	.97	3.92	1.04	*	*	*	*	*
40	After a picnic, I leave the place as clean as it was before.	-2.03	.97	-2.30	1.00	*	*	*	*	*
<hr/>										
		—	1.00	—	1.00	2.7	2.1	.9	1.9	
<hr/>						<i>M(MS)</i>				
						Rotated Eigenvalues				

Note: Items in *italics* indicate negatively formulated behaviors; they are recoded and should be read as "I refrain from ...". Asterisks (*) indicate dichotomous items, which were not included in the factor analysis. R^2 represents communalities and F1 to F4 are four factors. *MS* stands for mean square values. Item difficulties (δ) are expressed in logits; the more negative a logit value the easier and the more positive the more difficult the particular item is. Logits stand for the natural logarithm of the engagement/nonengagement ratio or the natural log odds. The subscript (uni) indicates findings from the unidimensional calibration of the items, while the subscript (mult) refers to those from the six-dimensional calibration.

χ^2 -distributed (cf. Adams et al., 1997). Overall, the data-model prediction fit of a six-dimensional structure was $G^2(61) = 33800.4$. The comparable fit for a one-dimensional model was $G^2(41) = 34117.2$. Evidently, the distinction of six-dimensions results in a significantly better model fit ($\Delta G^2(20) = 316.8$, $p < .001$).

However, despite the statistical significance, distinguishing six attitudinal dimensions could still be of only marginal practical relevance. This notion is fueled by the fact that the six-dimensional attitude space is highly oblique. Accordingly, we found—of the 15 bivariate correlations corrected for measurement error attenuation—11 to be high, between $r = .54$ and $r = .86$. In other words, deriving recycling attitude from another one, such as attitude toward consumerism, is largely possible. Only attitude toward mobility appears to be less strongly linked to four of the other five types of behavior-based attitudes: waste avoidance ($r = .42$), consumerism ($r = .41$), recycling ($r = .40$), and vicarious behavior ($r = .21$).

To come up with a more conclusive picture regarding practical relevance, we compared the average residuals of the six- and the one-dimensional model, which represents the two models' concrete ability to predict the responses of the participants. Technically, we averaged the absolute (i.e., ignoring the sign) difference of the model-implied, expected responses and the observed person responses (i.e., zero or one) per model. Then, we contrasted the two numbers with each other (for a similar approach, see Kaiser & Wilson, 2004). Overall, the six-dimensional model turned out to have an average residual value of $M_{res} = .288$, whereas the one-dimensional model shows a mean residual of $M_{res} = .308$. In sum, the accuracies of the model predictions seem very much alike. On average, the more complex model raised the probability .02 units closer to the data. In other words, if the actual number was a one (i.e., acting accordingly) and the one-dimensional model would have predicted an expected value of $p = .692$, then the six-dimensional model would have anticipated a value of $p = .712$. Evidently, it is of negligible practical relevance that the different behaviors are categorized into different attitudinal dimensions. A one-dimensional scale is almost as good at predicting the data. A similar conclusion can be drawn if we inspect the fit statistics for the specific items (see Table 1).

Due to the relatively large sample sizes, we rely on the mean square (*MS*) statistics—weighted by the item variance—in the assessment of fit (for more details, see Bond & Fox, 2001). For example, the averaged *MS* of .90 corresponds to a 10% lack of fit and a *MS* of 1.10 signifies a 10% excess of variation in the model prediction compared to what is in the data. Three items (7.5%) do not fit the one-dimensional 40-item Rasch scale with *MS*-values above 1.10 or below .90, namely, $MS_{\#7} = 1.12$, $MS_{\#12} = 1.12$, and $MS_{\#15} = 1.14$ (see Table 1, column MS_{uni}). Yet, none of the behaviors falls outside the tolerable range of fit (i.e., $.80 < MS < 1.20$; cf. Wright, Linacre, Gustafson, & Martin-Löf, 1994).

When the 40 conservation behaviors are calibrated as a six-dimensional measure using the MRCML model, then

the fit statistics of the items are as follows. Again, three behaviors (7.5%) had *MS*-values above 1.10 or below .90, namely, $MS_{\#23} = 1.14$, $MS_{\#26} = .87$, and $MS_{\#30} = 1.11$ (see Table 1, column MS_{mult}). Once more, all behaviors fall within the acceptable range of fit (i.e., $.80 < MS < 1.20$). Generally, the *MS* fit statistics for the 40 behaviors are very reasonable for both the one and the six-dimensional model. They are certainly not worse for the one-dimensional measure. Moreover, the estimated behavior difficulties for both solutions seem fairly comparable (see Table 1). Not surprisingly, a multidimensional set of behavior-based environmental attitudes can be collapsed into a single attitude dimension without a noteworthy loss of fit. In other words, assessing environmental attitude based on a one-dimensional, classical *Rasch model* is possible. This measure has a “separation reliability” of $r = .80$, and an internal consistency of $\alpha = .78$ ($N = 928$). Note that the separation reliability represents the ratio between the true and estimated variance of people's environmental attitude and, thus, is in line with a classical definition of reliability (for more details, see e.g., Bond & Fox, 2001).

6.2. Conventional measures of conservation behavior

Principal factors' extraction with a direct oblimin rotation was used to find a robust solution with a solid proportion of explained variance that also reflects the domains of the 33 analyzed behaviors (the rotation criterion was set at a conventional weight of $-.5$). Behaviors were retained if the communality (h^2) was at least .20, and if the item had a non-trivial loading (i.e., $a \geq .25$) on the a priori anticipated factor (see Table 1).

Overall, the final four-factor solution covers 61.9% of the common variance of the remaining 12 behaviors. None of the residuals exceeded a value of .05. Two items loaded on more than one factor. The factor intercorrelation estimates range from $r = .17$ for mobility and consumerism to $r = .45$ for vicarious behavior and consumerism. Overall, correlations are small to moderate, which also shows in the bivariate correlations of the person scores in Table 2a. Except for the mobility factor, the behavior measures reveal acceptable internal consistencies (see Table 2). Note that the solution remains practically unaffected by the extraction (principal factor or maximum likelihood) or rotation method (direct oblimin or varimax) that is employed.

The multiple regression model corrected with the Bartlett method was used to calculate person scores; that means, we calculated individual factor scores as the sum of the weighted (with factor-loadings) *z*-standardized variable values (cf. Table 2a). Due to excessive missing values of the first approach and as a benchmark, we also calculated the behavior measures as mean variable scores. In other words, we calculated individual factor scores as the average of the (unweighted) variable values of all the variables that were theoretically assigned to a particular factor (cf. Table 2b).

Table 2

Four conventional behavior scales and behavior-based attitude

	<i>M</i>	<i>S.D.</i>	<i>N</i>	Behavior-based attitude	Mobility	Consumerism	Recycling	Vicarious behavior
(a) Bartlett factor scores								
Behavior-based attitude	−.3	.8	928	<i>.80</i>	.60	.60	.78	.74
Mobility	.0	1.4	514	<i>.36***</i>	<i>.45</i>	.13	.12	.11
Consumerism	−.1	1.2	514	<i>.44***</i>	.07	.68	.21	.33
Recycling	−.0	1.1	514	<i>.59***</i>	.07	.15**	.72	.36
Vicarious behavior	−.0	1.2	514	<i>.56***</i>	.06	.23***	.26***	.72
(b) Mean variable values								
Behavior-based attitude	−.3	.8	928	<i>.80</i>	.73	.78	.79	.78
Mobility	3.8	.8	927	<i>.44***</i>	<i>.45</i>	.35	.26	.26
Consumerism	2.6	.9	912	<i>.58***</i>	.19***	.68	.53	.74
Recycling	3.5	1.2	923	<i>.60***</i>	.15***	.37***	.72	.51
Vicarious behavior	2.1	.8	928	<i>.59***</i>	.15***	.52***	.37***	.72

Note: The *italic figures* in the diagonal cells indicate Cronbach's α or separation reliabilities. Off-diagonal figures represent Pearson correlations: uncorrected (below the diagonal) and corrected for measurement error attenuation (above the diagonal). A generic correction adjusts correlations for the unreliabilities of the two measures involved. The standard procedure is justified and entails taking the ratio between an observed correlation and the square root of the product of the two reliabilities (cf. Charles, 2005). **Bold coefficients** represent large effect sizes (i.e., $r > .50$). ** $p < .005$, *** $p < .001$; widely accepted significance tests are only available for uncorrected correlation coefficients.

6.3. Convergent validity of behavior-based environmental attitude

All four conventional behavior measures substantially correlate with behavior-based attitude (see Table 2). After correction for measurement error attenuation, effect sizes are unanimously large as Pearson correlations are at least $r = .60$ (see Table 2). Thus, it seems fair to conclude that our novel attitude scale largely overlaps with traditionally composed conservation behavior measures.

Verbally claimed environmental attitude—based on evaluative statements—was assessed with a traditional instrument consisting of the two orthogonal factors Preservation and Utilization. While Preservation largely correlates with our behavior-based attitude measure ($N = 865$: $r = .58$ and $.72$ corrected for measurement error attenuation), Utilization does so only marginally ($N = 865$: $r = -.17$ and $-.22$ with correction). Combined, the two technically independent traditional attitudinal factors account for about 56% of the variance in people's behavior-based attitude.

7. Discussion

Researching about 900 pupils, we found that different conservation behaviors from six separate domains can be collapsed into a single environmental attitude measure. Statistically though, a six-dimensional Rasch-type model—based on the MRCML model (Adams et al., 1997)—better fits the data than a classical, one-dimensional Rasch model. Nevertheless, both models, on the whole, result in measures with excellent and comparable scale qualities with respect to item fit statistics (see Table 1).

According to our adolescents' data, behaviors from domains such as energy conservation and recycling form a

multidimensional attitude space. Consequently, environmental attitude appears to be better assessed specifically rather than generally. However, the six specific behavior-based attitude dimensions' variances overlap—with only four exceptions to the amounts of about 30–75%. In other words, values on one attitude dimension can be used to predict values on any other dimension as most of these dimensions are significantly linearly related with each other. Only attitude toward mobility appears to be less strongly connected to the other five behavior-based attitudes, which is probably due to the fact that this dimension is composed of only three behavior items.

Although six specific behavior-based environmental attitudes are statistically more appropriate than one general scale, these six oblique dimensions can be projected onto a single dimension without a noteworthy loss in accuracy or of fit. In other words, the relative supremacy of the multidimensional over the one-dimensional model is small and practically insignificant.

The second major finding of our study rests in the fact that behavior-based environmental attitude simultaneously represents as much an attitude measure as it does a measure for people's conservation behavior (e.g., Kaiser & Wilson, 2004). Predictably, environmental attitude and traditional behavior scales—when developed with a similar set of conservation behaviors but with distinct methods, factor analysis and Rasch scaling—cover comparable, if not essentially the same information. Correlations equal or above $r = .60$ justify such a conclusion (cf. Table 2).

In opposition to conventional wisdom in attitude research (e.g., Eagly & Chaiken, 1993), our third and final finding implies that people's attitudes do become traceable from people's behavioral reports and, possibly, even from people's overt behavior. As such, our results relate to the classical notion of attitudes as “behavioral dispositions”

(Campbell, 1963). To validate our supposition, we established that our novel behavior-based attitude measure substantially overlaps with two previously developed, environmental attitude scales based on evaluative statements, Utilization and Preservation (e.g., Bogner & Wiseman, 1999). Jointly, the two conventional attitudes share 56% of the variance of behavior-based attitude. Predictably, behavior-based environmental attitude contains utilitarian and altruistic considerations as both utilization and preservation correlate significantly but differentially with our new scale (cf. Milfont & Duckitt, 2004).

Since our measures are exclusively based on self-reports, three possible shortcomings are worth mentioning. First, neither common method variance (including all sorts of response biases) nor social desirability effects can entirely be ruled out as an alternative explanation with cross-sectional survey research. Second, we exclusively used behavioral self-reports with our new measure, although we could have used evaluative statements as well. This self-inflicted restriction to behavioral self-reports not only allows us to abstain from introspection—apart from recollection—but also to technically switch to observation as a means of data collection in future research. Third, self-reported behavior's external validity remains controversial. While some conclude that self-reports of conservation behavior cannot be trusted as proxies for overt behavior (e.g., Corral-Verdugo, 1997), others corroborate self-reports' satisfactory correspondence with actual behavior (despite some possible overstatement; e.g., Gamba & Oskamp, 1994), particularly, when self-reports represent dichotomized practices (i.e., “ecological engagement” vs. “ecological nonengagement”) as in our case (Hirst & Goeltz, 1985; Kaiser et al., 2001).

As we predicted, environmental attitude can be directly derived from what people claim to do and probably do conservationally. Essentially, such a behavior score stands for the extent to which people realize their attitudes. Our new measure, which implies a mathematically formalized link between a person's attitude and his or her behavior record, has extensive application potential as a psychological science-based policy support tool (see Kaiser, Mid-den, & Cervinka, in press).

Acknowledgments

This research was supported by the BIOHEAD Grant #CIT2-CT-2004-506015 from the European Commission.

We wish to thank Steven Ralston for his language support, and Katarzyna Byrka, Teddy McCalley, Wesley Schultz, and three anonymous reviewers for their comments on earlier drafts of this paper.

References

Adams, R. J., Wilson, M., & Wang, W. C. (1997). The multidimensional random coefficients multinomial logit model. *Applied Psychological Measurement*, 21, 1–23.

- Ajzen, I. (1991). The theory of planned behavior. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 50, 179–211.
- Bogner, F. X., & Wiseman, M. (1999). Toward measuring adolescent environmental perception. *European Psychologist*, 4, 139–151.
- Bond, T. G., & Fox, C. M. (2001). *Applying the Rasch model: Fundamental measurement in the human sciences*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Campbell, D. T. (1963). Social attitudes and other acquired behavioral dispositions. In S. Koch (Ed.), *Psychology: A study of a science*, Vol. 6 (pp. 94–172). New York: McGraw-Hill.
- Charles, E. P. (2005). The correction for attenuation due to measurement error: Clarifying concepts and creating confidence sets. *Psychological Methods*, 10, 206–226.
- Corral-Verdugo, V. (1997). Dual ‘realities’ of conservation behavior: Self-reports vs. observations of reuse and recycling behavior. *Journal of Environmental Psychology*, 17, 135–145.
- Dawes, R. M., & Smith, T. L. (1985). Attitude and opinion measurement. In G. Lindzey, & E. Aronson (Eds.), *Handbook of social psychology*, Vol. 1 (3rd ed. pp. 509–566). New York: Random House.
- Dunlap, R. E., & Jones, R. E. (2002). Environmental concern: Conceptual and measurement issues. In R. E. Dunlap, & W. Michelson (Eds.), *Handbook of environmental sociology* (pp. 482–524). Westport, CT: Greenwood.
- Dunlap, R. E., Van Liere, K. D., Mertig, A. G., & Jones, R. E. (2000). Measuring endorsement of the New Ecological Paradigm: A revised NEP scale. *Journal of Social Issues*, 56, 425–442.
- Eagly, A. H., & Chaiken, S. (1993). *The psychology of attitudes*. Fort Worth, TX: Harcourt Brace Jovanovich.
- Embretson, S. E., & Reise, S. P. (2000). *Item response theory for psychologists*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Ferguson, G. A. (1941). The factorial interpretation of test difficulty. *Psychometrika*, 6, 323–329.
- Fishbein, M., & Ajzen, I. (1974). Attitudes towards objects as predictors of single and multiple behavioral criteria. *Psychological Review*, 81, 59–74.
- Gamba, R. J., & Oskamp, S. (1994). Factors influencing community residents' participation in commingled curbside recycling programs. *Environment and Behavior*, 26, 587–612.
- Gatersleben, B., Steg, L., & Vlek, C. (2002). Measurement and determinants of environmentally significant consumer behavior. *Environment and Behavior*, 34, 335–365.
- Hirst, E., & Goeltz, R. (1985). Accuracy of self-reports: Energy conservation surveys. *The Social Science Journal*, 22, 19–30.
- Kaiser, F. G. (1998). A general measure of ecological behavior. *Journal of Applied Social Psychology*, 28, 395–422.
- Kaiser, F. G. (2004). Conservation behavior. In Ch. Spielberger (Ed.), *Encyclopedia of applied psychology*, Vol. 1 (pp. 473–477). San Diego, CA: Academic Press.
- Kaiser, F. G., Frick, J., & Stoll-Kleemann, S. (2001). Zur Angemessenheit selbstberichteten Verhaltens: Eine Validitätsuntersuchung der Skala Allgemeinen Ökologischen Verhaltens [Accuracy of self-reports: Validating the General Ecological Behavior scale]. *Diagnostica*, 47, 88–95.
- Kaiser, F. G., Hübner, G., & Bogner, F. X. (2005). Contrasting the theory of planned behavior with the value-belief-norm model in explaining conservation behavior. *Journal of Applied Social Psychology*, 35, 2150–2170.
- Kaiser, F. G., Midden, C. J. H., Cervinka, R. (in press). Evidence for a data-based environmental policy: Induction of a behavior-based decision support system. *Applied Psychology: An International Review*.
- Kaiser, F. G., Schultz, P. W., & Scheutle, H. (2007). The theory of planned behavior without compatibility? Beyond method bias and past trivial associations. *Journal of Applied Social Psychology*, 37, 1522–1544.
- Kaiser, F. G., & Wilson, M. (2000). Assessing people's general ecological behavior: A cross-cultural measure. *Journal of Applied Social Psychology*, 30, 952–978.
- Kaiser, F. G., & Wilson, M. (2004). Goal-directed conservation behavior: The specific composition of a general performance. *Personality and Individual Differences*, 36, 1531–1544.

- Maloney, M. P., & Ward, M. P. (1973). Ecology: Let's hear from the people. An objective scale for the measurement of ecological attitudes and knowledge. *American Psychologist*, 28, 583–586.
- Milfont, T. L., & Duckitt, J. (2004). The structure of environmental attitudes: A first- and second-order confirmatory factor analysis. *Journal of Environmental Psychology*, 24, 289–303.
- Schultz, P. W. (2001). The structure of environmental concern: Concern for self, other people, and the biosphere. *Journal of Environmental Psychology*, 21, 327–339.
- Schultz, P. W., & Oskamp, S. (1996). Effort as a moderator of the attitude–behavior relationship: General environmental concern and recycling. *Social Psychology Quarterly*, 59, 375–383.
- Staats, H. (2003). Understanding proenvironmental attitudes and behavior: An analysis and review of research based on the theory of planned behavior. In M. Bonnes, T. Lee, & M. Bonaiuto (Eds.), *Psychological theories for environmental issues* (pp. 171–201). Aldershot, UK: Ashgate.
- Vining, J., & Ebreo, A. (2002). Emerging theoretical and methodological perspectives on conservation behavior. In R. B. Bechtel, & A. Churchman (Eds.), *Handbook of environmental psychology* (pp. 541–558). New York: Wiley.
- Wicker, A. W. (1969). Attitudes versus actions: The relationship of verbal and overt behavioral responses to attitude objects. *Journal of Social Issues*, 25(4), 41–78.
- Wiseman, M., & Bogner, F. X. (2003). A higher-order model of ecological values and its relationship to personality. *Personality and Individual Differences*, 34, 783–794.
- Wright, B. D., Linacre, J. M., Gustafson, J.-E., & Martin-Löf, P. (1994). Reasonable mean-square fit values. *Rasch Measurement Transactions*, 8(3), 370.

7.3 Teilarbeit C

C

Britta Oerke & Franz X. Bogner.

Social desirability, environmental attitudes and general ecological behavior.

Journal of Applied Social Psychology (submitted for publication)

Social desirability, environmental attitudes and general ecological behavior

Britta Oerke & Franz X. Bogner

University of Bayreuth, Germany

Correspondence concerning this article should be addressed to Britta Oerke, University of Bayreuth, Department Didactics of Biology (NWI), D- 95447 Bayreuth, Germany;
e-mail: britta.oerke@uni-bayreuth.de, franz.bogner@uni-bayreuth.de

1. Introduction

For children and adolescents, environmental education is the most important means of developing a necessary awareness of the problems caused by climate change as well as a willingness to act upon them. However, discussion remains as to whether ecology education programmes are actually succeeding in increasing concern about ecosystems and reshaping the relevant behaviour toward the environment in the way that almost all educational programme designers promise. For the serious validation and evaluation of a programme, a valid measurement of environmentally relevant attitudes and of behaviour change is essential. A lack of concern with establishing the reliability and validity of the instruments employed has been criticised by some authors (Bogner and Wiseman, 2006; Leeming, Dwyer, Porter and Cobern, 1993). Especially, the validity of self-reported attitudes and behaviour is threatened by response biases such as acquiescence (Milfont and Duckitt, 2004) or social desirability (e.g. Bogner and Wiseman 2006; Mummendey, 1981). The latter can cause a major problem in the field of conservation because eco-friendly attitudes and behaviour can be considered a social norm (Newhouse 1990). But how susceptible are they really to social desirability bias and to what extent does the latter devalue or even distort empirical results? In this present study, we coped with these questions by applying two specific measures developed for adolescents in the frame of an environmental education study.

1.1 Measurement of Environmental Attitudes and Ecological Values

The construct of Environmental Attitudes (EA) commonly refers to a multiple component approach, e.g., in a recent definition provided by Schultz, Shriver, Tabanico, and Khazian (2004), to “the collection of beliefs, affect, and behavioural intentions a person holds regarding environmentally related activities or issues” (Schultz et al., 2004, p. 31). Various approaches have been presented to operationalise measurement instruments within the domain of EA and values (cf Bogner and Wiseman, 2002). The dimensionality of these instruments, revealed by factor

analysis, depends to a great extent on the item-pool it is based on. A well-known example of the traditional unidimensional view is the New Environmental (Ecological) Paradigm (NEP) Scale (Dunlap and Van Liere, 1978; Dunlap, Van Liere, Mertig and Jones, 2000) ranging from *unconcerned* about the environment to *concerned*. Other approaches propose two-dimensional (an *anthropocentric* versus an *ecocentric* view, Gagnon Thompson and Barton, 1994; Bogner and Wiseman, 1999) or three-dimensional views (Schultz, 2001: *egoistic*, *altruistic* and *biospheric concern*). Wiseman and Bogner (2003) criticised this by pointing to personality research that “the study of first-order factors generates as many batteries as investigators” (p.785). The authors started a series of surveys following the approach of Blakie (1992), analysing a great pool of items and isolating five first-order factors with their instrument for adolescents (e.g. Bogner and Wiseman 1999, 2002). Analysing inter-factor instead of inter-item correlations they produced a higher-order two-factor system of EA (Wiseman and Bogner, 2003) or, following a convention established by Rokeach (1968, 1973)¹: Environmental Values consisting of sets of attitudes. Values generally “function as an organizing system for attitudes and beliefs”, and “are viewed as determinants of attitudes” (Schultz et. al, 2004, p. 32). This model, being independently confirmed by Milfont and Duckitt (2004) in a study with 99 items from different established scales applied to adults, was formalised as “*Ecological Values are determined by one’s position on two orthogonal dimensions, a biocentric dimension that reflects conservation and protection of the environment (Preservation); and an anthropocentric dimension that reflects the utilization of natural resources (Utilization)*” (Wiseman and Bogner, 2003, p.5). The principle of orthogonality of the factors implies that Preservation (P) and Utilisation (U) are complementary and uncorrelated, but not opposing values. A person may on the one hand endorse the protection of the environment (P) and on the other hand the usage of nature (U). Actually Wiseman and Bogner (2003) found a low negative correlation of -.17 for an oblique rotation of the two factors which however they regarded as negligible. In a very recent study, Bogner and Wiseman (2006) succeeded in measuring the two values directly as primary order factors based on a 20-item-scale.

Notice that this specific scale is the only established instrument measuring EA that was developed and validated for the age-group of adolescents (Bogner and Wiseman, 2006).

1.2 Measurement of Ecological Behaviour

One specific reason for the importance of measuring EA is the expectation of obtaining a valuable predictor of ecological behaviour. Empirical results on the relationship of EA to behaviour, however, are inconsistent: Correlations vary from weak (*e.g.* Scott and Willits, 1994; Van Liere and Dunlap 1981; Diekmann and Preisendörfer, 1998) via moderate (22% of explained variance for adolescents, Meinhold and Malkus, 2005) to strong (about 40% of explained variance, Weigel and Weigel, 1978), with an average corrected correlation in the meta-analysis of Hines, Hungerford and Tomera (1987) of .35 and of .42 respectively in the meta-analysis of Bamberg and Möser (2007). At least three aspects of measurement explain the weak or varying interrelationships between EA and behaviour: (a) the degree of congruence between both measures (Ajzen and Fishbein, 1977), (b) a failure to regard the influence of external, situational factors on ecological behaviour, and (c) “socially acceptable” responses to behaviour or attitude test items.

a) The *specificity of Ecological Behaviour measurement* varies between different surveys. Some researchers assume different, more or less independent types of ecological behaviour, *e.g.* recycling, more ecological transport or more ecological consumerism (for a review see Kaiser, 1998). If however behaviour is measured on a specific level while attitude is measured on a general level like in the popular NEP Scale (Dunlap and Van Liere 1978), the *lack of measurement correspondence* will probably reduce attitude-behaviour consistency (*e.g.*, Weigel and Weigel, 1978; Diekmann and Preisendörfer, 2003). Predicting, on the other hand, a multitude of different behaviours (in the field of conservation *e.g.*, using public transport, saving energy, etc.) with general attitude can be highly successful (Newhouse, 1990). Support for better attitude-

behaviour correlations in the case of *measurement correspondence* was also confirmed by Tarrant and Cordell (1997).

b) One major problem of specific behaviours is their *susceptibility to a wide range of influences*.

Which ecological acts actually are performed depends to a great extent on the external conditions that make some types of behaviour easier or more difficult to carry out than others (Diekmann and Preisendörfer, 2003; Foppa, Tanner, Jaeggi and Arnold, 1995; Kaiser 1998). The recycling rate in a city, e.g., is influenced by factors reducing or augmenting the effort needed for participating, e.g., by the number of containers for glass or by the implementation of regular waste paper collections by refuse collection services. Personal factors like delight in sports, or physical health may also moderate the difficulty of a specific behaviour, for example the frequency of riding a bicycle. Consequently, people seem inconsistent in their ecological acts, behaving ecologically in one case and not ecologically in another (*e.g.* Diekmann and Preisendörfer, 1998; Granzin and Olsen, 1991). Kaiser (1998) proposed a probabilistic measurement approach considering both, the difficulty of different types of behaviour as well as a casual inconsistency in ecological performance. The model predicts the probability of a specific type of behaviour with a given *difficulty* to be carried out by a specific person with a given *tendency to behave ecologically*. Kaiser and co-workers (Kaiser, 1998; Kaiser, Wölfling and Fuhrer, 1999; Kaiser and Wilson, 2004) calibrated a general ecological behaviour measure for adults as a unidimensional Rasch-scale based on the item response theory (see Bond and Fox, 2001). From this measure we have adapted a General Ecological Behaviour (GEB) scale for adolescents (Kaiser, Oerke and Bogner, 2007). Though it is composed of behaviours from six different domains we extracted a unidimensional scale, just like the one for adults (see above). Kaiser et al. (2007) demonstrated that the GEB scale measures as much conservation behaviour as behaviour-based environmental attitude, for attitudes become traceable from people's self-reported behaviour.

(c) Notwithstanding, the usage of self-reports allows measurement of a wide range of actions, it is also criticised for being susceptible to measurement bias (e.g. Mummendey, 1981; Diekmann and Preisendörfer, 2003), e.g., *Social Desirability Bias (SDB)*, the tendency “to give overly positive self-descriptions” (Paulhus, 2002, p.50). In this case SDB means to overstate one’s own “ecological correctness” to make a good impression. In personality research, SDB was shown to be a personal style that can be measured with a Lie scale, but also as a situation-dependent response set (e.g. Crowne and Marlow, 1964; Schmitt and Steyer, 1993). Though high agreement between individual subjects was observed in the assessment of the SD of items, the latter also varies depending on the setting, the audience and on socioeconomic characteristics of the subject (e.g., age or gender). Both EA and ecological behaviours have been suspected of being biased by SDB and thus reducing attitude-behaviour-correlations (e.g., Ewert and Baker, 2001; Scott and Willits, 1994). Corresponding results have been reported by Schahn (2002) who examined the influence of SDB on item level and found the social SDB rating of environmental attitude items by experts to explain 25 to 35% of item-mean score variance in multiple regression. Small but inconsistent effects of individual Lie scores were reported in other inquiries (e.g. Wiseman and Bogner, 2003; Kaiser, 1998; Kaiser et al., 1999). To our knowledge no studies have been done about the influence of SDB on the self-reported ecological behaviour of children.

1.3 Structure and control of Social Desirability

Nederhof (1985) reviewed methods of controlling for the effects of SDB (see also, Paulhus, 1991). Socially desirable responses can be prevented or reduced with the help of a specific answer format (e.g., forced-choice) or of specific experimental settings and instructions ensuring anonymity (e.g., randomised response technique) or leading the subjects to believe that faking good behaviour will be revealed (e.g., bogus pipeline). However, a totally anonymous situation cannot always be credibly assured. Thus, detection and measurement of SDB does make sense, either by utilising SD- or Lie scales or by the rating of item desirability.

Early Lie scales that were developed to detect more or less conscious lying within personality questionnaires asked for socially undesirable but common behaviour as well as for socially desirable but uncommon behaviour; such scales were regarded as unidimensional. A common instrument is the *Marlowe-Crowne Social Desirability Scale* (Crowne and Marlowe, 1960). A two-dimensional character of SD was identified by a number of authors in investigations where factors were analysed (e.g., Sackeim and Gur, 1979) and as an elaborated two-factor model presented by Paulhus (1984, 2002). He distinguished between *self-deceptive enhancement*, representing an unconscious tendency to perceive reality optimistically biased as some kind of self-protection and *impression management* (IM), a deliberate deception to impress an audience, e.g. the interviewer. The latter aspect of SDB corresponds to the classical lie scales. Only few scales were systematically constructed to measure SDB in children, and to our knowledge, no instrument for children exists, measuring the two factors reported by Paulhus (2002): The *Children's Social Desirability Scale* (CSD, Crandall, Crandall and Katkovsky, 1965) with 48 items, similar to those of the Marlow-Crowne Scale, is considered to measure the fear of disapproval; however it is criticised for its low stability.

A second instrument is the Lie scale of the *Revised Children's Manifest Anxiety Scale* (RCMAS), one of the most frequently used self-reporting measures in childhood anxiety research (Reynolds and Richmond, 1985, 1997) derived from the MMPI (Minnesota Multiphasic Personality Inventory) Lie scale. The German version was developed and tested by Boehnke, Silbereisen, Reynolds and Richmond (1986). The scale is often used as indicator of social desirability (Dadds, Perrin, & Yule, 1998) and/ or defensiveness for children and adolescents. Its small number of nine items is of advantage for a combination with other scales.

1.4 Objectives

Though self-reported ecological behaviour and EA are often suspected of failing to provide valid measures due to a social desirability bias, just a few studies have shown a high effect of SDB, and especially for children its evidence is not so clear. A major objective of our study focuses on an application and description of a Lie scale for children in the context of environmental attitudes and self-reported GEB. Thereby, our special interest was to check the influence of a specific Lie scale on the attitude and behaviour scales and to further test any value change in the prediction of behaviour by attitudes in multiple regression if potential impact of the Lie scale is considered. This included an exploration of whether Lie scores vary as a function of characteristics such as gender, age and academic achievement levels.

2. Method

2.1 Participants

Data were gathered from a convenient sample of fifth- and sixth-graders in Bavaria ($N = 218$). Due to missing data, 20 pupils were excluded. From the remaining 198 children, 46% were girls, the mean age was 11.52 ($SD \pm 0.79$). About 50% of the sample consisted of pupils from classes of highest stratification [Gymnasium], referred to as A-level, the others of medium stratification classes [Realschule], referred to as B-Level, both coming from rural communities with less than 50,000 residents. The participants in this inquiry represented the control group of an intervention study with pre- and post-intervention measures; they did not receive any intervention. Before questioning, pupils were assured of their anonymity and were requested to answer the scales on their own, but they were not physically separated.

2.2 Materials

Assessment of Ecological Values (EV): To measure Ecological Values we applied the 2-MEV model covering a Preservation and Utilisation dimension (Bogner and Wiseman, 2006). The Preservation measure consisted of 8 items (e.g. “I enjoy trips to the countryside”), Utilisation one of 11 items (such as “Our planet has unlimited resources”) that were presented mixed-up. The response scale ranged from 1 (“totally incorrect”) to 5 (“totally correct”) including an “undecided” category.

Assessment of General Ecological Behaviour (GEB): General ecological behaviour was measured with the GEB-Scale (Kaiser et al., 2007) consisting of 40 items (e.g. “I separate waste” or “I buy beverages in cans”) covering six domains: energy conservation, mobility and transportation, waste avoidance, consumerism, recycling and vicarious behaviours toward conservation. Most of the items were answered on a 5-point Likert scale from often to never, since for behaviours like buying beverages in cans (negative coding) it is easier to give information about frequency than to give a yes/ no answer. Since, however, participants were found to be inconsistent in using the more diverse response alternatives (Kaiser and Wilson, 2000), in line with previous scale calibrations (e.g., Kaiser and Wilson 2004) the response format was collapsed to a dichotomous one with “often” and “always” as positive responses and “never”, “seldom” and “sometimes” as negative ones. Seven one-time decisions, such as being a member of an environmental organisation, from the outset were examined with a yes/ no format. For all items, “I don’t know” was a response alternative when an answer was not possible. Such responses were treated as missing values.

Assessment of Social Desirability (SDB): To avoid overstraining pupils with too many items, the German version of the RCMAS Lie scale for children was applied. It consisted of nine very implausible claims e.g., “I never lie” or “I like everyone I know” (Boehnke et al., 1986) that were placed at the end of the questionnaire. Sum scores between zero (very low SDB) and nine (very high SDB) were possible.

3. Results

3.1 Lie Scale

For the Lie scale, Cronbach's alpha was .82, and for standardised items = .81. Figure 1 shows a right skewed distribution, i.e., almost a third of the pupils did not agree with any of the items. The overall mean of $M = 2.90$ ($SD \pm 2.57$) for our sample is similar to the mean of the German 5th class sample of Boehnke *et al.* (1986: 2.97). The means of girls (2.89 ± 2.61) and boys (2.92 ± 2.55) did not differ significantly from each other.

Figure 1: *Frequency of Lie scores in per cent.*

In order to analyse the influence of pupil age on the Lie score, three sub-groups were formed, one of 10 years ($n = 52$, $M = 10.62 \pm 0.29$), one of 11 years ($n = 89$, $M = 11.41 \pm 0.26$) and one of 12 to 13 years ($n = 57$, $M = 12.53 \pm 0.47$). A Kruskal-Wallis test showed highly significant differences ($p < .001$, $\chi^2 = 16.24$). Follow-up U-Tests revealed significant differences between all three sub-samples: The Lie score decreased with increasing age (Figure 2a). Pupils aged 10 and pupils aged 12 to 13 differed on average for about 2 points ($p = .000$, $Z = -4.01$).

The difference between the medium age group (11 to 12) and the younger group ($p < .05$, $Z = -2.28$) as well as the medium group and the older group ($p < .05$, $Z = -2.24$) was only 1 point on average and just passed the significance criterion.

Figures 2a and 2b: *Mean Lie scores a) Sub-samples grouped for age b) Sub-samples grouped for stratification level. Error bars show 1 standard deviation. *** $p < .001$ * $p < .05$*

Although no general gender difference was found, in the sub-sample older than 12 years, girls scored a little bit lower on the Lie scale ($M = 1.30 \pm 2.08$, $n = 20$) than boys ($M = 2.27 \pm 2.19$, $n = 37$, $p = .043$, $Z = -2.02$). Further more, we compared children from different stratification levels (figure 2b) and found B-Level pupils ($n = 100$, $M = 1.95 \pm 2.14$) to score significantly lower than A-Level ones ($n = 98$, $M = 3.88 \pm 2.62$, U-Test: $Z = -5.20$, $p < .001$).

We conclude that older children, and of these especially girls, and B-Level pupils have lower Social Desirability values than younger children and A-Level pupils.

3.2 *Environmental Values (EV) and General Ecological Behaviour (GEB)*

One item was discarded from the Preservation (P) scale due to inappropriate item-total-correlation (.12). For the remaining seven items, the Cronbach's alpha was .78 (and .77 for the Utilisation (U) scale). In a principle axis analysis with Varimax rotation, the two-factor solution was confirmed explaining altogether 30.7% of variance (cross loadings to the Utilisation scale were quite few but scored up to -.42). The total mean for Preservation was high ($M = 3.84 \pm 0.68$) indicating a general agreement, whereas the Utilisation mean indicated moderate disagreement ($M = 2.43 \pm 0.63$).

GEB was calibrated as a Rasch-scale. Thus, the mean of item estimates (or difficulty) was located at zero by default (here: standard deviation (SD) = 1.82, adjusted: SD = 1.80), the item scores ranged from -3.4 to +4.5. In a well-matched Rasch calibration, the mean of case estimates should be near zero. In this case the mean for the total sample was $M = 0.10$ (SD = 0.92, $SD_{\text{adjusted}} = 0.82$). Case estimates ranged from -2.3 to +3.3. The internal consistency of the scale was high, with $\alpha = .81$ (Rasch reliability = .78). One item did not fit the Rasch scale with an MS -value above 1.20 ($MS = 1.23$), none had an overfit ($MS < .80^2$).

3.3 *Impact of Social Desirability Bias (SDB) and academic achievement on Environmental Attitudes (EA) and General Ecological Behaviour (GEB)*

3.3.1 *MANOVA*

In order to check a potential impact of Social Desirability response on attitude and behaviour scores, three similar-sized sub-samples based on the Lie scores were formed. The "low SDB"

scored 0 to 1 (40.4 % of the sample), the “medium SDB” scored 2 to 4 (29.8 %) and the “high SDB” scored 5 to 9 (also 29.8%).

Figures 3a and 3b: *Preservation and Utilisation means of sub-samples grouped for Lie scores (low SDB: Lie score = 0-1, medium SDB: Lie score = 2-4, high SDB: Lie score = 5-9) and for stratification level. Error bars show 1 standard deviation. * $p < .05$ ** $p < .01$ *** $p < .001$*

In all sub-groups we found similar Utilisation means (figure 3a) of about 2.4 (SD = 0.62 to 0.65), whereas Preservation mean values increased from low SDB ($M = 3.5 \pm 0.68$) via medium (3.9 ± 0.60) to high SDB ($M = 4.2 \pm 0.58$). The same is true for self-reported Ecological Behaviour (Figure 4a). An additional comparison of attitude and behaviour scores for A- and B-Level children (highest vs. medium stratification classes, figure 3b and 4b) yielded lower Preservation values ($M = 3.66 \pm 0.70$) and GEB scores ($M = -0.25 \pm 0.82$) for B-Level pupils than for A-Level ones ($M_{Pres} = 4.02 \pm 0.61$; $M_{GEB} = 0.45 \pm 0.88$). Utilisation values differed only marginally for both levels ($M_{A-Level} = 2.50 \pm 0.69$; vs. $M_{B-Level} = 2.35 \pm 0.56$).

Figure 4a and 4b: *GEB means of sub-samples grouped for Lie scores (low SDB: Lie score = 0-1, medium SDB: Lie score = 2-4, high SDB: Lie score = 5-9) and for stratification level. Error bars show 1 standard deviation. ** $p < .01$ *** $p < .001$*

A MANOVA (taking the 3 lie groups and the 2 course levels into account) using Preservation, Utilisation and GEB as dependent variables yielded a highly significant main effect of Lie groups (Pillai's trace), $F(6, 374) = 3.838$, $p = .001$, as well as a main effect of course level, $F(3, 186) = 6.677$, $p < .001$, but no interaction between both (see table1). Univariate tests were significant only for GEB and for Preservation, but not for Utilisation, thus affirming the first impression from the examination of the mean values.

Post hoc tests (Tukey-HSD) revealed a significant difference between Lie groups only for the low SDB group compared to both other groups (difference to medium SDB: $p = .002$, difference to high SDB: $p < .001$). No difference was found between medium and high SDB groups.

3.3.2 Multiple Regression

The “low SDB” group (0 or 1 point) showed significantly lower Preservation and GEB scores compared to pupils with higher SDB. Additionally, we found that A-Level pupils exhibited higher Preservation and GEB values than B-Level pupils.

However, clustering pupils into Lie groups may bias results by not using the full range of the Lie scale, especially as more A-Level children are in the high-SDB group and more B-Level children are members of the low-SDB group. Thus, we computed a multiple regression analysis to predict Preservation, Utilisation and GEB and added gender and age as additional independent variables to individual Lie-score and stratification level (A- or B-Level) (see table 2). A-Level pupils were coded as 1, B-Level pupils were coded as 2, girls as 1, boys as 2. Predictors that were not significant in the first step were excluded and a new regression analysis was done without them in a second step.

The multiple regression analysis confirms the results indicated by the MANOVA: Lie scores and stratification levels explained together significant portions of Preservation variance (14.7%) and of behaviour variance (20%). While for Preservation the Lie score explained more variance than the stratification level, for self-reported behaviour the influence of both variables was equal. Utilisation scores were predicted only by gender: Boys ($M = 2.31 \pm 0.64$) have slightly lower Utilisation scores than girls ($M = 2.57 \pm 0.60$).

3.3.3 *Predicting behaviour with attitude and Lie scores*

One specific goal of this study focused on re-examination of the relationship between attitude and behaviour after correction for the Lie scores. Therefore, Preservation and Utilisation were regressed on GEB scores, one time with Lie score as an additional predictor and one time without. Table 3 shows that the beta value for Preservation changes only minimally (from about .47 to about .54) depending on the presence of the Lie score as a predictor. Utilisation in both cases does not predict GEB significantly. Its negative correlation to GEB is suppressed by the impact of Preservation. The same is true for the impact of the Lie score that is only .15 in the regression, but correlates .33 with GEB. If the Lie score is included into the model, the corrected R^2 augments only .015.

We conclude that the impact of Lie scores is higher for Preservation than for GEB and not significant for Utilisation. An inclusion of Lie scores does not improve the prediction of GEB by Environmental Attitudes nor diminish it significantly.

4. Discussion

4.1 *Moderators and interpretation of the Lie score*

The specific aim of this study was to identify a potential contamination of Environmental Attitude and self-reported Ecological Behaviour data by Social Desirability. With respect to the potential moderators we found older children to score lower on SD scale, which is consistent with earlier studies (see Brown and Kodadek, 1987; Richmond and Millar 1984); this is also in line with Boehnke et al. (1986) who reported a linear decrease of Lie scores with increasing age. Non-consistent with that specific study, however, was the absence of any gender effect. Only the 12 (and 13) year old boys scored higher on the Lie scale than girls of the same age.

Brown and Kodadek (1987) referred to a decrease in Lie scores especially from grades 1 to 2 and grades 5 to 6. They explained these decreases with Piaget's theory of cognitive development (Piaget, 1965), claiming that the generally high Lie scores of children younger than about 7

reflect a lack of insight in the meaning of lying. The later decline, at the age of about 12 years (grade 6) may then reflect the cognitive leap to the formal stage of thinking, enabling the children to think abstractly and draw conclusions from the information available. Thus, children younger than 12 may understand the meaning of lying but they may be less able to report accurately on their own behaviour compared to ideals of behaviour.

Therefore, it seems plausible, that children who participate in A-Level courses with higher cognitive demands should have lower Lie scores than B-Level pupils do. The contrary is true: A-Level pupils scored significantly higher on the Lie scale, and this remains true also for pupils of the same age-subgroup (B-Level pupils were on average 9 months older than A-Level pupils). Does this mean that A-Level pupils tend to answer in a more socially desirable way than B-Level pupils? Plausible impact factors are the educational level of parents or the individual's intelligence (unfortunately, these characteristics have not been examined very closely in literature). Crott and Roßrucker (1974) reported socioeconomic differences in the *extent to which adults estimated specific attributes* like aggression, or autonomy *to be socially or individually desirable*. But the only study we are aware of, that actually analysed the impact of socioeconomic status and intelligence on SD scores in children was done by Crandall et al. (1965) with American pupils. They however reported significantly *higher* SD values for less intelligent children as well as for children whose parents had lower socioeconomic status. Thus, we have no clue for the contradiction of our results to the contrarian ones in the, anyway rather scarce, literature.

4.2 *Impact of Social Desirability on Environmental Attitude and General Ecological Behaviour*

Our results suggest that Social Desirability has an impact on Environmental Attitude and behaviour: The MANOVA yielded a main effect of Lie scale groups explaining 6% of total variance. This effect can be attributed to the difference between low scorers and medium and accordingly high scorers on the Lie scale.

Two assertions can be made: 1) no significant difference occurred between medium and high scorers, and 2) the impact of Lie scores was found only for Preservation and for GEB, but not for Utilisation. The latter may be a hint that no social norms exist to evaluate the utilisation part of EA in any direction, positive or negative. This assumption is affirmed by the low mean (about 2.4) and the, unlike Preservation, non-skewed distribution of the Utilisation factor. The first point may signal that it may be more important to check a child's tendency to respond in a socially desirable way at all rather than to measure exactly the degree of tendencies to answer in a socially desirable way. According to this, the multiple regression analysis yielded very similar findings: the beta value of Lie scores for Preservation (.32) was higher than the one for self-reported behaviour (.20), as by Lie scale groups explained variance was higher for Preservation (9%) than for GEB (4%). This was true although age and stratification level were included in the multiple regression analysis, too.

Compared to earlier findings, the SDB impact in our study was relatively high: Kaiser and colleagues (Kaiser, Wölfling & Fuhrer 1999; Kaiser 1998) found SDB to explain only 1% of General Ecological Behaviour variance. Equally, accuracy checking of self-reported specific ecological behaviour by spouse ratings (Lam & Cheng, 2002) yielded low, in part positive, in part negative influence of SDB. Wiseman and Bogner (2003) found similarly little explained variance of pro-environmental attitudes in children. On the item level, Schahn (2002) reported high impact of SD only on attitude but not on behaviour. He interpreted this result as a hint that self-deception and not others-deception was measured and that it was easier to adapt attitude as a consequence of perceived pressure due to Social Desirability than to adapt behaviour. On the other hand, Schahn and Möllers (2002) found negative correlations between cost and SDB on item level. In our GEB scale we had a wide range of item difficulty. If a lot of difficult and consequently pricy behaviours are part of the measure, maybe it makes the scale less socially desirable.

However, to what extent does the fact that an Environmental Attitude and Ecological Behaviour test is open to Social Desirability Bias mean that that measurement is invalid? And to what extent does it bias the correlations between attitude and behaviour?

4.3 Removing the effects of Social Desirability: impact on the attitude- behaviour relationship

Ganster, Hennessey and Luthans (1983) described three alternative consequences of using SDB contaminated measures: The first is the establishing of misleading correlations between variables (spuriousness), if both variables are correlated with SDB. The second is suppression, the masking of relationships between variables because of SD contamination in one or both of the measures. In our case, a small spurious correlation occurs between GEB and Preservation which are both correlated with SDB. On the other hand, a suppression of the Utilisation correlation with GEB is feasible, for GEB is correlated with SD but Utilisation is not. However, if in prediction of GEB the effect of SDB is included in the calculation, beta values for Preservation or Utilisation do not change remarkably, even if there is a small (.15) but significant beta value for the Lie score. A third possibility would be a moderating effect of SD, if SD is not correlated with any variable which is not the case in the actual study.

Thus, even if Preservation, Utilisation and self-reported behaviour are correlated with Social Desirability score the latter does not have any remarkable impact on the relationship between attitude and behaviour. The relationship between Preservation and GEB is still high (beta = .47), if the Lie score impact is included. Notably, it seems that pupils do not relate their attitude towards the utilisation of natural resources to their own behaviour, for the Utilisation mean does not add to explained behaviour variance.

4.4 Objections

Some objections remain. Firstly, our sample was relatively small and not representative for a national sample which by itself may explain some divergence to earlier findings. Secondly, our

results count only for the impact of SD in a classroom test with questionnaires to be answered in written form. Although pupils were assured of anonymity, it was not possible to perfectly control that the children did not compare their answers, thus reducing anonymity. This means that in a more anonymous setting (e.g. by physically separating children) or a less anonymous setting (in interviews) the impact of SD could be smaller or bigger.

The teacher also may be a source of error. Even if in our study teachers got strict instructions on how to introduce the questionnaires, it is possible that they did not abide by the assignment, thus influencing the responses of the children into a more or less socially desirable direction. This, however, should be controlled by the Lie scale and thus possible impact should be corrected. Thirdly, as derived from classical Lie scales, our SD-Scale probably loads on the impression management factor described by Paulhus (2002). This means that a potential impact of self-deception on Environmental Attitudes and Behaviour was not examined in our study. Such an impact cannot be excluded, even if self-deception is more important in measurement of characteristics concerning personal competence and status.

Further, we cannot be sure that a Lie score of zero indeed implies total absence of SDB. Maybe there is some basic level of SD that cannot be discovered with the help of a Lie scale but nevertheless does influence the variables of interest. Possibly for a Lie scale it is true as Nederhof (1985) stated of the Marlow-Crowne-Scale: it “seems not fit to predict the *exact frequency* of undesirable behaviour, but may be used to *give an indication of the extent* to which people distort their reports about a particular behaviour or attitude in a socially desirable direction” (p.266).

4.5 Conclusions

For the situation that we tested we can reassume that Social Desirability will bias Preservation attitudes and a bit less also, Ecological Behaviour reports positively. Thus any monitoring of both will be overestimated. Furnham (1986) proposed as alternative interpretation that indeed a person with a high Lie score may be conscientious, adjusted etc. or that Social Desirability may measure

a disposition which overlaps positively or negatively with the other test, e.g. a need for approval or social naiveté. In the case of pro-environmental attitude and behaviour this would mean that a person does not fake a good impression but does really have the concordant attitude and does behave in an eco-friendly way. Then, a correction would unreasonably eliminate common variance of both variables.

Fisher and Katz (2000) identified a correlation between values and SDB as a hint of the societal importance of a specific value. They advised against removing the SDB component from all self-reported values since any removal can reduce validity – not only in the case of self-deception but also if SD implies impression management, i.e., if the behaviours being predicted by the values are socially visible. In fact, many ecological behaviours cannot easily be observed in public. A clear recommendation is difficult. In our actual study at least no suppression or spuriousness effect of social desirability could be detected.

We agree with Fisher and Katz (2000) who recommend minimizing the impact of SDB at the earliest possible stages of research, e.g. by increasing response anonymity, but also to use statistical control techniques to identify possible impact and learn more about the relationship between SDB, Ecological Attitude and Behaviour. Consequently, the development of a scale measuring self-deceptive enhancement in children would be a desirable outcome. A general removal of SDB components however, seems not to be advisable.

References

- Ajzen, I., & Fishbein, M. (1977). Attitude-behaviour relations: A theoretical analysis and review of empirical research. *Psychological Bulletin*, 84, 888-918.
- Bamberg, S., & Möser, G. (2007). Twenty years after Hines, Hungerford, and Tomera: A new meta-analysis of psycho-social determinants of pro-environmental behaviour. *Journal of Environmental Psychology*, 27, 14-25.
- Blaikie, N. W. H. (1992). The nature and origins of ecological world views: An Australian study. *Social science quarterly*, 73(1), 144-165.
- Boehnke, K., Silbereisen, R. K., Reynolds, C. R., & Richmond, B. (1986). What I think and feel: German experience with the revised form of the Children's Manifest Anxiety Scale. *Personality and Individual Differences*, 7(4), 553-560.
- Bogner, F. X., & Wiseman, M. (1999). Towards measuring adolescent environmental perception. *European Psychologist*, 4, 139-151.
- Bogner, F. X., & Wiseman, M. (2002). Environmental perception: Factor profiles of extreme groups. *European Psychologist*, 7(3), 225-237.
- Bogner, F. X., & Wiseman, M. (2006). Adolescent's attitudes towards nature and environment: Quantifying the 2-MEV model. *Environmentalist*, 26, 231-237.
- Bond, T. G., & Fox, C. M. (2001). *Applying the Rasch Model: Fundamental measurement in the human sciences*. Mahwah, New Jersey: LEA.
- Brown, M. S., & Kodadek, S. M. (1987). The use of lie scales in psychometric measures of children. *Research in Nursing & Health*, 10, 87-92.
- Crandall, V. C., Crandall, V. J., & Katkovsky, W. (1965). A children's social desirability questionnaire. *Journal of Consulting Psychology*, 29(1), 27-36.
- Crott, H. W., & Roßbrucker, K. (1974). Erwünschtheit von Eigenschaften in Abhängigkeit von Alter, Geschlecht und Schichtzugehörigkeit [Desirability of attributes depending on age,

- gender and socioeconomic status]. *Zeitschrift für Entwicklungspsychologie und Pädagogische Psychologie*, VI(4), 241-261.
- Crowne, D. P., & Marlow, D. (1960). A new scale of social desirability independent of psychopathology. *Journal of Consulting Psychology*, 24, 349-354.
- Crowne, D. P., & Marlowe, D. (1964). *The approval motive: Studies in evaluative dependence*. New York: John Wiley.
- Dadds, M. R., Perrin, S., & Yule, W. (1998). Social desirability and self-reported anxiety in children: an analysis of the RCMAS Lie scale. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 26(4), 311-317.
- Diekmann, A., & Preisendörfer, P. (1998). Environmental behavior: Discrepancies between aspirations and reality. *Rationality and Society*, 10(1), 79-102.
- Diekmann, A., & Preisendörfer, P. (2003). Green and greenback. The behavioral effects of environmental attitudes in low-cost and high-cost situations. *Rationality and Society*, 15, 441-472.
- Dunlap, R. E., & Van Liere, K. D. (1978). The "New Environmental Paradigm": A proposed measuring instrument and preliminary results. *Journal of Environmental Education*, 9, 10-19.
- Dunlap, R. E., Van Liere, K. D., Mertig, A. G., & Jones, R. E. (2000). Measuring endorsement of the New Ecological Paradigm: A revised NEP scale. *Journal of Social Issues*, 56(3), 425-442.
- Ewert, A., & Baker, D. (2001). Standing for where you sit: An exploratory analysis of the relationship between academics major and environment beliefs. *Environment and Behavior*, 33(5), 687-707.
- Fisher, R. J., & Katz, J. E. (2000). Social-desirability bias and the validity of self-reported values. *Psychology and Marketing*, 17(2), 105-120.

- Foppa, K., Tanner, C., Jaeggi, C., & Arnold, S. (Eds.). (1995). *Was hindert uns daran, zu tun, was wir tun müssen? [What restricts us from doing what we are supported to do?]* (Vol. 85, pp. 15-17). Bern, Switzerland: University of Bern.
- Furnham, A. (1986). Response bias, social desirability and dissimulation. *Personality and Individual Differences*, 7(3), 385-400.
- Gagnon Thompson, S. C., & Barton, M. A. (1994). Ecocentric and anthropocentric attitudes toward the environment. *Journal of Environmental Psychology*, 14(2), 149-157.
- Ganster, D. C., Hennessey, H. W., & Luthans, F. (1983). Social desirability response effects: Three different models *Academy of Management Journal*, 26(2), 955-966
- Granzin, K. L., & Olsen, J. E. (1991). Characterizing participants in activities protecting the environment: A focus on donating, recycling, and conservation behaviors. *Journal of Public Policy & Marketing*, 10(2), 1-27.
- Hines, J. M., Hungerford, H. R., & Tomera, A. N. (1987). Analysis and synthesis of research on responsible environmental behavior: A meta-analysis. *The Journal of Environmental Education*, 18, 1-8.
- Kaiser, F. G. (1998). A general measure of ecological behavior. *Journal of Applied Social Psychology*, 28(5), 395-422.
- Kaiser, F. G., Oerke, B., & Bogner, F. X. (2007). Behavior-based environmental attitude: Development of an instrument for adolescents. *Journal of Environmental Psychology*, in press.
- Kaiser, F. G., & Wilson, M. (2000). Assessing people's general ecological behavior: A cross-cultural measure. *Journal of Applied Social Psychology*, 30(5), 952-978.
- Kaiser, F. G., & Wilson, M. (2004). Goal-directed conservation behavior: the specific composition of a general performance. *Personality and Individual Differences*, 36, 1531-1544.

- Kaiser, F. G., Wölfig, S., & Fuhrer, U. (1999). Environmental attitude and ecological behaviour. *Journal of Environmental Psychology, 19*, 1-19.
- Lam, S.-P., & Cheng, S.-I. (2002). Cross-informant agreement in reports of environmental behavior and the effect of cross-questioning on report accuracy. *Environment and Behavior, 34*(4), 508-520.
- Leeming, F. C., Dwyer, W. O., Porter, B. E., & Cobern, M. K. (1993). Outcome research in environmental education: A critical review. *Journal of Environmental Education, 24*(4), 8-21.
- Meinhold, J. L., & Malkus, A. J. (2005). Adolescent environmental behaviors: Can knowledge, attitudes, and self-efficacy make a difference? *Environment and Behavior, 37*(4), 511-532.
- Milfont, T. L., & Duckitt, J. (2004). The structure of environmental attitudes: A first- and second-order confirmatory factor analysis. *Journal of Environmental Psychology, 24*, 289-303.
- Mummendey, H. D. (1981). Methoden und Probleme der Kontrolle sozialer Erwünschtheit [Methods and problems of social desirability control]. *Zeitschrift für Differentielle und Diagnostische Psychologie, 2*(3), 199-218.
- Nederhof, A. J. (1985). Methods of coping with social desirability bias: a review. *European Journal of Social Psychology, 15*(3), 263-280.
- Newhouse, N. (1990). Implications of attitude and behavior research for environmental conservation. *Journal of Environmental Education, 22*, 26-32.
- Paulhus, D. L. (1984). Two-component models of socially desirable responding. *Journal of Personality and Social Psychology, 46*(3), 598-609.
- Paulhus, D. L. (1991). Measurement and control of response bias. In J. P. Robinson, P. Shaver & L. S. Wrightsman (Eds.), *Measures of personality and social psychological attitudes*. San Diego: Academic Press.

- Paulhus, D. L. (2002). Socially desirable responding: The evolution of a construct. In H. I. Braun, D. N. Jackson & D. E. Wiley (Eds.), *Psychological and educational measurement* (pp. 49-69). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Piaget, J. (1965). *The moral judgement of the child*. New York: The Free Press.
- Reynolds, C. R., & Richmond, B. O. (1985). *Revised Children's Manifest Anxiety Scale: Manual*. Los Angeles, CA: Western Psychological Services.
- Reynolds, C. R., & Richmond, B. O. (1997). What I think and feel: A revised measure of Children's Manifest Anxiety. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 25(1), 15-20.
- Richmond, B. O., & Millar, G. W. (1984). What I think and feel: A cross-cultural study of anxiety in children. *Psychology in the Schools*, 21(2), 255-257.
- Rokeach, M. (1968). *Beliefs, attitudes, and values: A theory of organisation and change*. San Francisco: Jossey-Bass.
- Rokeach, M. (1973). *The nature of human values*. New York: Free Press.
- Sackeim, H. A., & Gur, R. (1979). Self-deception, other-deception, and self-reported psychopathology. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 47, 213-215.
- Schahn, J. (2002). Aufwand und soziale Erwünschtheit als Prädiktoren von Itemmittelwerten: Analysen auf Aggregat- und Individualdatenebene im Bereich Umwelteinstellung und -verhalten [The role of behavioral costs and social desirability as predictors of environmental attitudes and conservation behavior: An analysis on aggregate and on individual data level]. *Zeitschrift für Differentielle und Diagnostische Psychologie*, 23(1), 45-54.
- Schahn, J., & Möllers, D. (2002, Dezember). Aufwand, Soziale Erwünschtheit und Umweltbewusstsein: Replikation und neue Befunde [Costs, social desirability and environmental consciousness: replication and new findings]. *Diskussionspapier*, 86.
- Schmitt, M. J., & Steyer, R. (1993). A latent state-trait model (not only) for social desirability. *Personality and Individual Differences*, 14(4), 519-529.

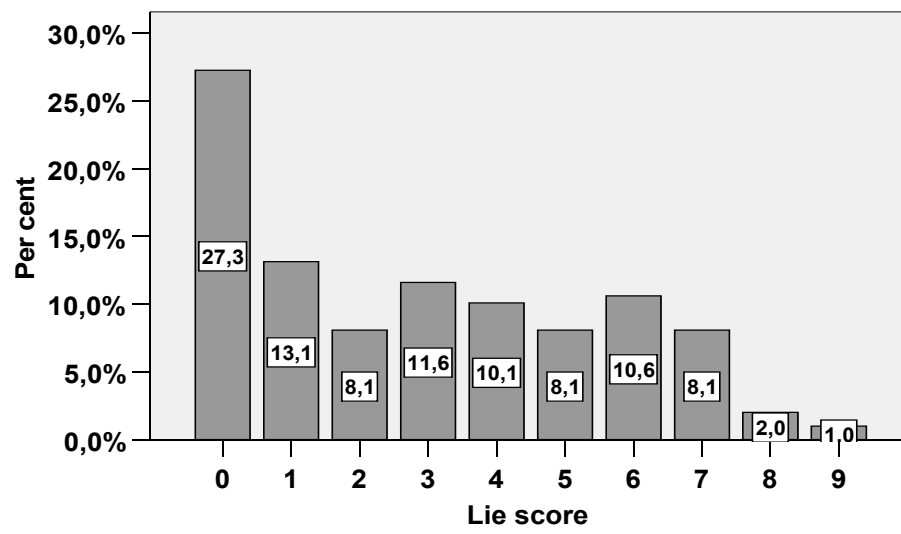
- Schultz, P. W. (2001). The structure of environmental concern: Concern for self, other people, and the biosphere. *Journal of Environmental Psychology, 21*, 327-339.
- Schultz, P. W., Shriver, C., Tabanico, J. J., & Khazian, A. M. (2004). Implicit connections with nature. *Journal of Environmental Psychology, 24*(1), 31-42.
- Scott, D., & Willits, F. K. (1994). Environmental attitudes and behaviour: A Pennsylvania survey. *Environment and Behavior, 26*(2), 239-260.
- Tarrant, M. A., & Cordell, H. K. (1997). The effect of respondent characteristics on general environmental attitude-behavior correspondence. *Environment and Behavior, 29*(5), 618-637.
- Van Liere, K. D., & Dunlap, R. E. (1981). Environmental concern: Does it make a difference how it's measured? *Environment and Behavior, 13*(6), 651-676.
- Weigel, R., & Weigel, J. (1978). Environmental concern: the development of a measure. *Environment and Behavior, 10*(1), 3-15.
- Wiseman, M., & Bogner, F. X. (2003). A higher-order model of ecological values and its relationship to personality. *Personality and Individual Differences, 34*, 783-794.

Footnotes

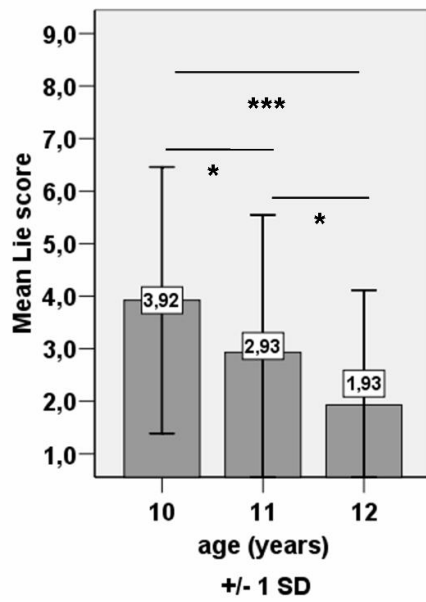
¹ Corresponding to Roakeach (1968, 1973), a set of closely related attitudes extracted as higher-order factors are labelled 'values', while first-order factors are labelled 'attitudes'.

² As fit statistic, the averaged mean square (*MS*) statistics of 0.90 corresponds to a 10% lack of variation (overfit) and a *MS* of 1.10 to a 10% excess of variation (underfit) in the model prediction compared to what is in the data.

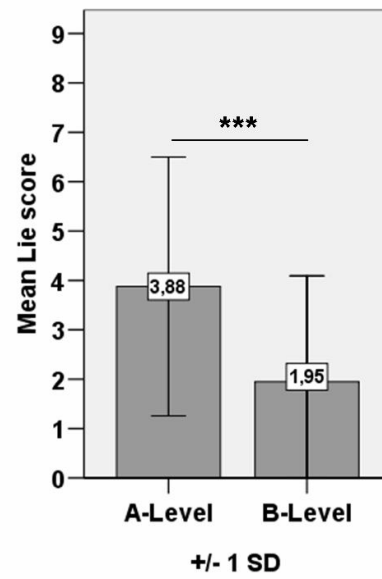
Figure 1



Figures 2.a) and 2.b)

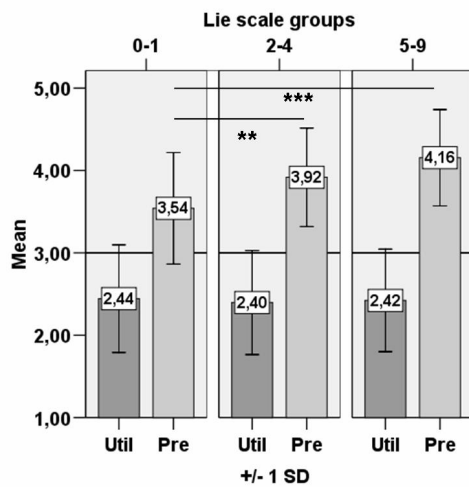


a)

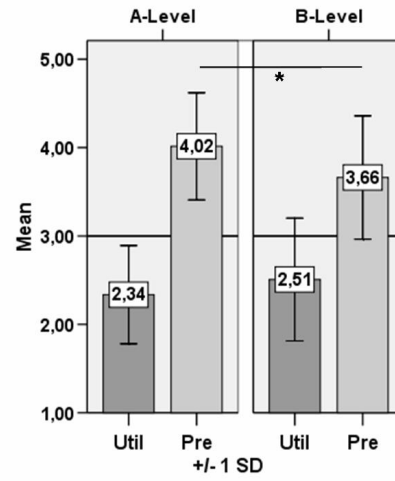


b)

Figures 3.a and 3.b

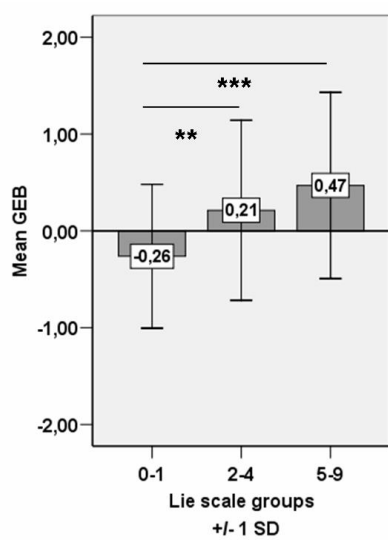


a)

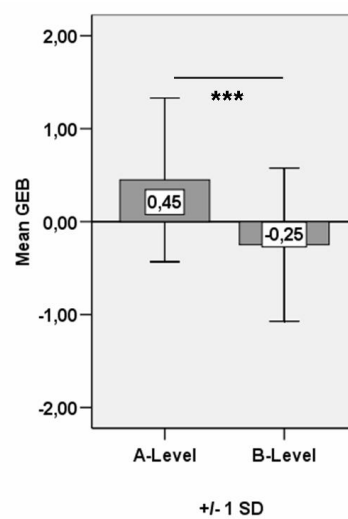


b)

Figures 4.a and 4.b



a)



b)

Acknowledgments

This research was supported by the BIOHEAD grant #CIT2-CT-2004-506015 from the European Commission.

We wish to thank Stephen P. Tomkins for his language support.

Table 1

Table 1:

MANOVA table for the effects of A- or B-Level, Lie scale groups and interactions on Preservation, Utilisation and General Ecological Behaviour: Degrees of freedom, p and η^2 for multivariate Tests are presented in bold format.

<i>Source of variation</i>	<i>Multivariate</i>	<i>Univariate</i>	<i>Degrees of</i>	<i>P</i>	<i>η^2</i>
	<i>F-Ratio</i>	<i>F-Ratio</i>	<i>Freedom</i>		
A-/ B-Level (AB)	6.68		3;186	.000	.10
<i>Preservation</i>		4.50	1;188	.035	.02
Utilisation		3.29	1;188	.071	.02
<i>GEB</i>		19.33	1;188	.000	.09
Lie scale groups (I)	3.84		6;374	.001	.06
<i>Preservation</i>		9.22	2;188	.000	.09
Utilisation		0.06	2;188	.942	.00
<i>GEB</i>		4.18	2;188	.017	.04
Interactions (AB x I)	1.20		6;374	.308	.02
Preservation		1.66	2;188	.193	.02
Utilisation		0.29	2;188	.747	.00
GEB		1.70	2;188	.186	.02

Table 2

Table 2:

Multiple regression tables for the effects of age, gender, stratification level (A-/B-Level) and Lie score on Preservation, Utilisation and GEB.

Independent Variables →					F/ R ² _{corr} x 100
Dependent Variables	β (age)	β (gender)	β (A-/B-Level)	β (Lie score)	Total model
Preservation	-	-	-.14*	.32***	17.68*** / 14.7%
Utilisation		-.20**	-	-	8.47**/ 3.7%
Behaviour (GEB)	-.16*	-	-.23**	.20**	16.28***/ 19.0%

*Note: Inclusion, list-wise deletion of missing or incomplete values *p < .05 **p < .01 *** p < .001*

Table 3:
The table shows beta values for linear regression on GEB, with and without Lie scale as predictor, and correlations.

Predictors of GEB	β (Regression with Lie scale)	β (Regression without Lie scale)	r (Pearson) between GEB and variable
Lie scale	.148*	--	.325***
Preservation	.474***	.536***	.544***
Utilisation	-.041 n. s.	-.022 n. s.	-.221***
R^2_{corr} (F)	.304 (29.15***)	.289 (29.70***)	

*Note: Inclusion, list-wise deletion of missing or incomplete values, *** $p < .001$ ** $p < .01$ * $p < .05$*

Anhang

A.1 Verwendete Fragebögen

A.1.1 Fragebogen zum Umweltverhalten und Umwelteinstellungen von Schülern
(Teilarbeiten B und C)

A.1.2 Lügenskala (Teilarbeit B)

**A.2 BIOHEAD-Citizen: Struktur von Einstellungen zur Umwelt und zu GMO
in der Gesamtstichprobe**

A. 1. 1 DIDAKTIK DER BIOLOGIE, UNIVERSITÄT BAYREUTH

Klasse:

Trage hier bitte dein Alter sowie dein Geschlecht ein (weiblich = w, männlich = m).	Alter (Jahre/ Monate)	Geschlecht w/ m

Vielen Dank, dass du an dieser Befragung teilnimmst!

Du kannst uns damit sehr helfen.

Die Auswertung des Fragebogens erfolgt selbstverständlich anonym. Das heißt, dass wir im Nachhinein nicht mehr nachvollziehen können oder wollen, wer welchen Fragebogen beantwortet hat.

Beantworte die Fragen bitte, ohne lange darüber nachzudenken. **Es ist wichtig, dass du alle Fragen beantwortest und keine auslässt.**

Uns interessiert deine ganz persönliche Situation und Meinung. Antworte deshalb bitte so, wie es **deiner Meinung und Situation** entspricht und **nicht danach**, was du glaubst, was deine Eltern oder dein(e) Lehrer(in) richtig fänden.

Setze bitte immer nur e i n Kreuz. Wenn du dich einmal vertan hast, dann markiere das Kreuz, das gelten soll, mit einem Kringel.

Jetzt geht es los:

Du findest hier eine Liste von Handlungen. Bitte gib an, wie häufig du diese Handlungen ausführst.

Kreuze „Kann ich nicht beantworten“ immer dann an, wenn eine Frage auf deine momentane Lebenssituation nicht zutrifft (zum Beispiel kannst du keine Angaben zu deinem Handy machen, wenn du gar kein Handy besitzt).

		nie	selten	gelegentlich	oft	immer	kann ich nicht beantworten
1	Für den Schulweg benutze ich das Fahrrad, öffentliche Verkehrsmittel oder gehe zu Fuß.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
2	Ich kaufe Lebensmittel aus kontrolliert biologischem Anbau.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
3	Ich kaufe Getränke in Dosen.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
4	Pullover oder Hosen gebe ich in die Wäsche, wenn ich sie einen Tag lang getragen habe.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

A.1.1 Fragebogen zu Umwelteinstellungen und Umweltverhalten von Schülern

		nie	selten	gelegentlich	oft	immer	kann ich nicht beantworten
5	Ich kaufe Getränke in Mehrwegflaschen.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
6	Ich versuche, meine Eltern davon zu überzeugen, ein Auto mit möglichst wenig Benzinverbrauch zu kaufen.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
7	Wenn mir im Geschäft eine Plastiktüte angeboten wird, nehme ich sie.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
8	Ich sammle Altpapier und gebe es zum Recycling.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
9	Wenn sich jemand umweltschädigend verhält, mache ich ihn/ sie darauf aufmerksam.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

		nie	selten	gelegentlich	oft	immer	kann ich nicht beantworten
10	Ich spende Geld für Umweltschutzorganisationen.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
11	Altglas bringe ich zum Sammelcontainer.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
12	Ich lasse mich im Auto herumfahren.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
13	Auf Ausflüge nehme ich Getränke in Einwegverpackungen mit.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
14	Ich kaufe Artikel in Nachfüllpackungen.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

		nie	selten	gelegentlich	oft	immer	kann ich nicht beantworten
15	Beim Verlassen eines leeren Raumes, schalte ich das Licht aus.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
16	Ich fordere meine Eltern auf, Obst und Gemüse der Jahreszeit entsprechend zu kaufen.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
17	Ich esse Obst und Gemüse der Jahreszeit entsprechend.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
18	Ich trenne meinen Müll.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
19	Elektrische Geräte (Fernseher, Musikanlage, Drucker) lasse ich auf Stand-by stehen.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

A.1.1 Fragebogen zu Umwelteinstellungen und Umweltverhalten von Schülern

		nie	selten	gelegentlich	oft	immer	kann ich nicht beantworten
20	Ich besorge mir Bücher, Informationsschriften oder andere Materialien, die sich mit Umweltproblemen befassen.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
21	Beim Einkaufen bevorzuge ich Produkte mit Umweltzeichen.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
22	Auf meinen Partys/ Feten trinken wir aus Plastik- oder Pappbechern.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
23	Insekten bekämpfe ich mit einem Spray.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
24	Im Winter drehe ich meine Heizung herunter, wenn ich mein Zimmer für mehr als 4 Stunden verlasse.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

		nie	selten	gelegentlich	oft	immer	kann ich nicht beantworten
25	Ich esse in Fastfood-Restaurants.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
26	Ich benutze Hefte und Schreibblöcke aus Recyclingpapier.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
27	Ich benutze Filzstifte und keine Buntstifte zum Malen.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
28	Gebrauchtes Geschenkpapier hebe ich auf, um es wiederzuverwenden.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
29	Für kürzere Wege (10 bis 15 Minuten) laufe ich oder benutze das Fahrrad.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

		nie	selten	gelegentlich	oft	immer	kann ich nicht beantworten
30	Ich informiere mich in den Medien (Zeitung, Zeitschriften, Bücher, Fernsehen) über aktuelle Umweltfragen.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
31	Wenn es um unseren Urlaub geht, setze ich mich dafür ein, möglichst nicht weit weg zu fahren.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
32	Ich bin für Pizza vom Pizzaservice zu haben.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
33	Wenn ich mir Notizen mache, benutze ich gebrauchtes Papier, das auf einer Seite schon bedruckt ist.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

Bei den folgenden Handlungen ist nicht die Häufigkeit gefragt; es geht vielmehr darum, was eher für dich zutrifft.

		ja	nein	kann ich nicht beantworten
34	Ich verwende Einkaufstüten oder -taschen mehrfach.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
35	Im Winter ist es in meinem Zimmer so warm, dass man auch im T-Shirt nicht friert.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
36	Im Hotel lasse ich täglich die Handtücher wechseln.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
37	Leere Batterien werfe ich in den Hausmüll.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
38	Ich bin Mitglied in einer Umweltschutzorganisation.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
39	Ich verlasse nach einem Picknick den Platz genauso, wie ich ihn angetroffen habe.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
40	Ich verzichte auf batteriebetriebene Geräte.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

Bewerte bitte die folgenden Aussagen, indem du im entsprechenden Kreis ein Kreuz setzt:

Diese Aussage finde ich →	++ völlig richtig	+ ziemlich richtig	0 unent- schieden	- ziemlich falsch	-- völlig falsch
1 Es tut mir weh, wenn immer größere Teile der Landschaft dem Bau von Straßen und Häusern zum Opfer fallen.	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
2 Es macht mir großen Spaß, selbst ins Grüne (Wald, Wiese) hinausgehen zu können.	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
3 Man ist bis jetzt immer mit den Umweltproblemen fertig geworden. Man wird es auch diesmal schaffen.	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
4 Ich genieße es, am Rande eines Weihers zu sitzen und dabei z. B. den Libellen im Flug zuzusehen.	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
5 Der Mensch muss mit der Natur in Harmonie leben, um zu überleben.	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
6 Die Natur ist immer in der Lage, sich selbst zu regenerieren.	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
7 Unser Planet hat unbegrenzte Ressourcen.	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
8 Umweltschutzgründe behindern viel zu oft den Fortschritt.	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>

Diese Aussage finde ich →	++ völlig richtig	+ ziemlich richtig	0 unent- schieden	- ziemlich falsch	-- völlig falsch
9 Ich schalte im Zimmer/Haus das Licht aus, wenn ich es nicht mehr brauche.	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
10 Es interessiert mich sehr zu wissen, welche Kleinlebewesen in einem Tümpel leben.	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
11 Wenn ich qualmende Kamine sehe, denke ich sofort an Luftverschmutzung und werde ärgerlich.	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
12 Ich finde, dass sich die Menschen zu viele Gedanken über Umweltverschmutzung machen.	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
13 Um uns alle ernähren zu können, muss Wald in Felder umgewandelt werden, um zum Beispiel Getreide anbauen zu können.	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
14 Es sollten mehr Straßen gebaut werden, damit mehr Menschen in die freie Natur fahren können.	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
15 Wir müssen Gebiete unter Schutz stellen, um vom Aussterben bedrohten und gefährdeten Tieren und Pflanzen helfen zu können.	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
16 Der Mensch hat das Recht, die Natur zu seinen Gunsten zu ändern.	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
17 Nur nützliche Pflanzen und Tiere sollten unter Schutz gestellt werden.	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
18 Menschen sind wichtiger als andere Lebewesen.	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
19 Unkraut muss beseitigt werden, damit nützliche und schöne Pflanzen uneingeschränkt wachsen können.	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>



Danke für deine Mithilfe!

Anmerkung: Dieser Fragebogen ist auf Recyclingpapier gedruckt

A.1.2 Lügenskala

Jetzt hast du es fast geschafft! Zum Schluss möchten wir von dir noch wissen, wie du im Allgemeinen bist. Bitte beantworte auch diese Fragen.

	stimmt	stimmt nicht
1 Ich mag jeden, den ich kenne.	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
2 Ich bin immer nett zu allen.	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
3 Ich sage immer die Wahrheit.	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
4 Ich benehme mich immer gut.	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
5 Ich werde nie böse.	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
6 Ich sage nie Dinge, die man nicht sagen sollte.	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
7 Ich lüge nie.	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
8 Ich bin immer nett.	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
9 Ich bin immer ein guter Mensch.	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>

A.2 BIOHEAD-Citizen:

Struktur von Einstellungen zur Umwelt und zu GMO in der Gesamtstichprobe

Bei der Analyse der Daten der Gesamtstichprobe von BIOHEAD-Citizen wurden einige Änderungen gegenüber der in Teilarbeit A vorgestellten Analyse vorgenommen.

Methodik

Probandenstichprobe: 6379 Lehrer/innen in der Ausbildung und im Schuldienst. Die Stichprobe setzte sich aus Probanden folgender Staaten zusammen:

EU-Staaten: Deutschland (n = 365), Estland (n = 183), Finnland (n = 302), Frankreich (n = 732), Italien (n = 559), Litauen (n = 316), Malta (n = 198), Polen (n = 311), Portugal (n = 351), Rumänien (n = 273), Ungarn (n = 334), Zypern (n = 322)

Drittländer: Libanon (n = 722), Marokko (n = 330), Senegal (n = 324), Tunesien (n = 753)

Itemstichprobe: In diese Berechnung gingen außer den 15 Preservation und Utilisation Items, vier weitere Items ein, davon drei Items über die Einstellung zur genetisch modifizierten Organismen (GMO). Items in deutscher Sprache:

- A 5: Wenn eine intensive Hühnerhaltung in meiner Nähe errichtet werden sollte, wäre ich dagegen, weil das Grundwasser verschmutzt werden könnte.
- A13. Genmanipulierte Organismen sind wider die Natur.
- A47. Genmanipulierte Pflanzen sind schädlich für die Umwelt, weil sie andere Kulturpflanzen kontaminieren und so deren Fortbestand gefährden.
- A39. Genmanipulierte Pflanzen sind gut für die Umwelt, weil durch ihren Anbau der Einsatz chemischer Pestizide (z. B. Insektizide, Herbizide) reduziert wird.

Auswertung

Die Daten wurden mit dem Statistikprogramm „R“ ausgewertet. Durchgeführt wurde eine skalierte Hauptkomponentenanalyse (PCA). Die Auswertung erfolgte durch Francois Munoz.

Ergebnisse

Trotz der zusätzlichen Items können zwei Faktoren, Preservation und Utilisation, identifiziert werden (siehe Abb. A1).

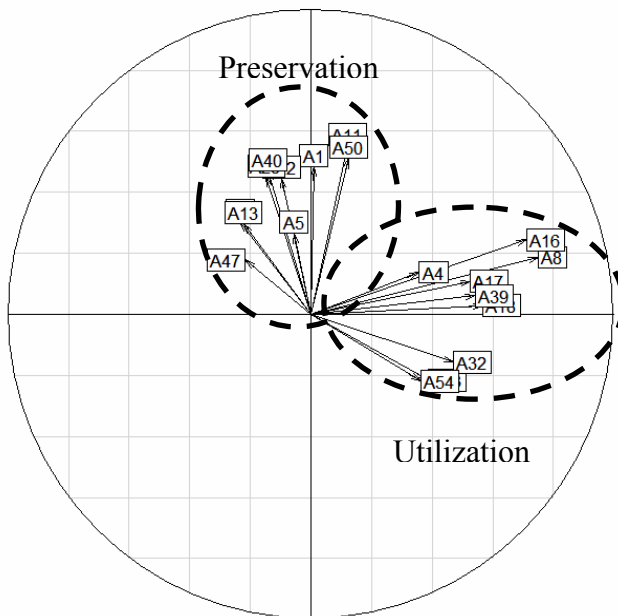


Abbildung A1: Variablenstruktur in Bezug auf die zwei ersten Hauptkomponenten der PCA.

Identifikation von zwei auf die beiden Faktoren bezogenen Variablengruppen:

- a) Preservation-Gruppe: A1, A5, A7, A11, *A13*, A22, A28, A40, A47, A50
- b) Utilization-Gruppe: A4, A8, A16, A17, A18, **A23**, A32, A39, **A54**

Vergleich mit den Ergebnissen der deutschen Stichprobe, berechnet mit SPSS:

Die fett markierten Items laden in der deutschen Stichprobe negativ auf dem Preservation-Faktor. Die kursiv markierten Items wurden nicht in die Analyse eingeschlossen.

Erklärung

Hiermit versichere ich, die vorliegende Arbeit selbständig verfasst und keine anderen als die von mir angegebenen Quellen und Hilfsmittel verwendet zu haben.

Ferner erkläre ich, dass ich weder an der Universität Bayreuth noch an einer anderen Hochschule versucht habe, eine Dissertation einzureichen, oder mich einer Promotionsprüfung zu unterziehen.

Bayreuth, den 24.10.2007

Britta Oerke